

PRO GRADU -TUTKIELMA

Johanna Joensuu

Lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjen  
rakenneyhtälömallinnus järjestysasteikollisen muuttujan  
tilanteessa

TAMPEREEN YLIOPISTO  
Matematiikan ja tilastotieteen laitos  
Tilastotiede  
Joulukuu 2010

Tampereen yliopisto

Matematiikan ja tilastotieteen laitos

JOENSUU, JOHANNA: Lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjen rakenneyhtälömallinnus järjestysasteikollisen muuttujan tilanteessa

Pro gradu -tutkielma, 38 s., 31 liites.

Tilastotiede

Joulukuu 2010

---

## Tiivistelmä

Alle 9-vuotiaiden lasten ja heidän perheidensä hyvinvointiin liittyvät haasteet sekä sosiaali- ja terveydenhuollon uudelleenjärjestämiseen liittyvät paineet ovat herättäneet kiinnostuksen lapsiperhepalvelujen kehittämiseen. Palvelujen kehittämisen tavoitteena on palvelujärjestelmän organisoiminen asiakkaan kannalta yhtenäiseksi ja toimivaksi kokonaisuudeksi. Tämän tutkielman tavoitteena on tuottaa uutta tietoa lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamisesta, jota voidaan hyödyntää palvelujen kehittämisessä sekä tutkimuksen että käytännön kehittämistyön ja johtamisen tasoilla.

Menetelmänä tässä tutkielmassa käytetään rakenneyhtälömallinnusta, jonka avulla voidaan analysoida lapsiperhepalveluihin liittyviä käsitteellisiä kokonaisuuksia ja niiden välisiä rakenteita. Rakenneyhtälömallinnuksen näkökulmasta haasteellista on aineiston sisältämien jatkuvien ja järjestysasteikollisten muuttujien analysoiminen yhtäaikaisesti, mihin liittyvää metodologista taustaa tutkielmassa esitellään. Tätä hyödynnetään testattaessa teoreettisten lähtökohtien pohjalta muodostettua mallia lapsiperhepalveluista vastaavilta toimialajohtajilta kerätyllä kyselyaineistolla. Aineiston perusteella teorian pohjalta muodostetut rakenteet osoitetaan käytännössä toimiviksi ja niistä saatavaa tietoa voidaan jatkossa hyödyntää lapsiperhepalvelujen kehittämisessä. Rakenneyhtälömallin avulla saadaan selville muun muassa lapsiperhepalvelujen integraation edellytyksiä, joista mainittakoon erilaiset toimijoiden väliset yhteistyörakenteet ja jaetut toimintakäytännöt. Tulosten pohjalta mielenkiintoista on myös vanhempien osallisuuden vaikutus yhteistyön toimivuuteen. Palvelujen yhtenäisyyden eli integraation yh-

teys yhteistyön toimivuuteen ja tätä kautta palvelujen riittävyteen voidaan määritellä tutkimuksen kiinnostavimmaksi kokonaisuudeksi.

Tutkielma muodostuu käytetyn menetelmän teoreettiseen taustaan keskittyvästä johdanto-osasta ja mallin rakentamista, arviointia ja tuloksia painottavasta artikkelista. Johdanto-osassa esitellään tutkielman sijoittumista tieteelliselle kentälle sekä käydään läpi rakenneyhtälömallinnukseen liittyvää teoreettista taustaa soveltaen sitä järjestysasteikollisia muuttujia sisältävälle aineistolle. Vaiheittaisen mallin konstruoinnin ja arvioinnin jälkeen keskitytään lyhyesti saatuihin tuloksiin. Liitteenä olevassa artikkelissa keskitytään aineistoon, hypoteettisen mallin taustalla oleviin teoreettisiin lähtökohtiin sekä mallin antamien tulosten analysointiin.

Tutkielmassa esitettyä teoriaa järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön rakenneyhtälömallinnuksessa voidaan hyödyntää vastaavien aineistojen yhteydessä laajemminkin. Lapsiperhepalvelujen yhteistyörakenteita ja -käytäntöjä tarkastellaan tässä tutkielmassa kuntien lapsiperhepalveluista vastaavien toimialajohtajien näkökulmasta, mikä otetaan huomioon mallin tulosten yhteydessä.

Asiasanat: SEM -analyysi, järjestysasteikollinen muuttuja, konfirmatorinen faktorianalyysi, lapsiperheet, lasten ja perheiden palvelut

# Sisältö

<b>1 JOHDANTO .....</b>	<b>5</b>
<b>2 LAPSIPERHEPALVELUT SUOMALAISESSA PALVELUJÄRJESTELMÄSSÄ.....</b>	<b>7</b>
2.1 LAPSITYY -HANKE.....	7
2.2 TUTKIMUKSEN LÄHTÖKOHTA JA TAUSTA .....	7
2.3 LAPSIPERHEPALVELUT.....	8
<b>3 AINEISTO .....</b>	<b>9</b>
<b>4 RAKENNEYHTÄLÖMALLIT TILASTOLLISENA MENETELMÄNÄ.....</b>	<b>12</b>
4.1 YLEINEN MALLI .....	12
4.2 RAKENNEYHTÄLÖMALLI JÄRJESTYSASTEIKOLLISILLE MUUTTUIJILLE.....	14
<b>5 RAKENNEYHTÄLÖMALLIN KONSTRUOINTI .....</b>	<b>17</b>
5.1 MALLIN SPESIFIOINTI.....	17
5.2 MALLIN IDENTIFIOITUVUUS.....	17
5.3 PARAMETRIEN ESTIMOINTI.....	18
5.3.1 <i>Estimoinnin ensimmäinen vaihe – kynnysarvot</i> .....	19
5.3.2 <i>Estimoinnin toinen vaihe – polykorinen/polyseriaalinen korrelaatiomatriisi</i> .....	21
5.3.3 <i>Estimoinnin kolmas vaihe – mallin tuntemattomat parametrit</i> .....	23
5.3.4 <i>Painotettu pienimmän neliösumman menetelmä</i> .....	23
5.3.5 <i>Robusti painotettu pienimmän neliösumman menetelmä</i> .....	24
5.4 MALLIN ARVIOINTI .....	24
5.4.1 <i>Koko mallin tarkastelu</i> .....	25
5.4.2 <i>Muuttujakohtaiset tarkastelut</i> .....	29
5.4.3 <i>Parametrikohdaiset tarkastelut</i> .....	29
5.4.4 <i>Havaintokohtaiset tarkastelut</i> .....	30
<b>6 MALLIN TULOKSET .....</b>	<b>31</b>
<b>7 YHTEENVETO JA KIITOKSET .....</b>	<b>34</b>
<b>LÄHDELUETTELO.....</b>	<b>37</b>
<b>LIITE: LASTEN JA PERHEIDEN PALVELUJEN YHTEENSOVITTAMISTA KUVAAVAN RAKENNEYHTÄLÖMALLIN KEHITTÄMINEN JA ARVIOINTI - ARTIKKELI SOSIAALILÄÄKETIETEELLISEEN AIKAKAUSLEHTTEEN .....</b>	<b>39</b>

# 1 Johdanto

Tämän tutkielman tarkoituksena on esitellä teoreettisia lähtökohtia järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön rakenneyhtälömallinnuksessa eli SEM -analyysissä (Structural Equation Modeling). Esitettyä metodologiaa hyödynnetään rakennettaessa lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjä kuvaavaa rakenneyhtälömallia. Aineistona tässä tutkielmassa käytetään Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen (THL) LapsYTY -hankkeen puitteissa kuntien lapsiperhepalveluista vastaavilta toimialajohtajilta kerättyä kyselyaineistoa. Aineisto sisältää sekä jatkuvia että järjestysasteikollisia muuttujia, ja on siten tilastollisen mallinnuksen näkökulmasta haasteellinen. Lapsiperhepalveluihin liittyvä tutkimus on tilastollisesti haasteellinen siitäkin syystä, että siinä operoidaan käsitteillä, joita on vaikeata tai mahdotonta suoraan mitata. Näihin haasteisiin rakenneyhtälömallinnus on tutkimusmenetelmänä hyvä vaihtoehto.

Tutkielmassa esitetään lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjä kuvaava malli ja sovelletaan sitä lapsiperhepalveluista vastaaville toimialajohtajille tehtyyn kyselytutkimusaineistoon. Lähtökohtana on ollut Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen LapsYTY-hankkeen tarjoama aihe, jota on lähdetty työstämään pro gradu -tutkielmaksi. Lapsiperhepalvelujen sijoittuminen monille tieteenaloille on aiheuttanut sen, että lapsiperhepalveluihin liittyvää tutkimusta on tehty vähän ja hajanaisesti. Kuntarakenteen muutos, sosiaali- ja terveydenhuollon uudelleenjärjestämiseen liittyvät paineet sekä lapsiperheiden ongelmat ovat nostaneet esille tarpeen kehittää lapsiperhepalveluita asiakkaan kannalta yhtenäiseksi palvelukokonaisuudeksi.

Tutkielma koostuu aineiston analysoinnissa käytettävää menetelmää painottavasta johdanto-osasta sekä tutkimuksen tuloksena kehitetyn mallin teoreettisia lähtökohtia ja tuloksia painottavasta artikkelista. Liitteenä oleva artikkeli on kirjoitettu julkaistavaksi Sosiaalilääketieteellisessä Aikakauslehdessä, minkä vuoksi se poikkeaa muodoltaan tutkielman johdanto-osasta.

Tutkielman johdanto-osan luvussa 2 esitellään tutkimuksen taustaa ja sijoittumista tieteelliselle kentälle. Luvussa 3 esitellään lyhyesti tutkimuksessa käytetty aineisto, jota kuvataan tarkemmin liitteenä olevassa artikkelissa. Tutkimuksen menetelmänä käytettyä rakenneyhtälö-

mallinnusta yleisessä muodossaan sekä sen soveltamista järjestysasteikollisille muuttujille käsitellään luvussa 4. Luvussa 5 käydään vaiheittain läpi rakenneyhtälömallin konstruointi sekä siihen liittyvä mallin arviointi. Luvussa 6 esitellään mallinnuksen tuloksena saatu malli. Tarkempi mallin antamien tuloksien raportointi ja tulkinta sisältyvät artikkeliin. Luku 7 sisältää yhteenvedon tutkimuksen kulusta sekä siihen liittyvästä työnjaosta.

Liitteenä olevassa artikkelissa keskitytään tutkimuksen pohjana oleviin teoreettisiin lähtökohtiin ja mallin antamien tulosten tulkintaan. Rakennetun mallin pohjalta tarkastellaan sen antamaa tietoa lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjen nykytilasta sekä luodaan tieteellistä pohjaa niiden kehittämiseksi.

## **2 Lapsiperhepalvelut suomalaisessa palvelujärjestelmässä**

### **2.1 LapsYTY -hanke**

Tämä tutkielma liittyy Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen LapsYTY eli lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöihin liittyvään tutkimus- ja kehittämishankkeeseen. Hankkeen tarkoituksena on tukea lasten ja heidän perheidensä terveyttä ja hyvinvointia edistämällä terveyttä, ehkäisemällä ongelmia ja puuttamalla niihin varhain. Tarkoitukseen pyritään vastaamaan tuottamalla tietoa lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytännöistä ja niiden toimivuudesta. Hankkeen tavoitteena on luoda tieteellistä perustaa lapsiperhepalvelujen kehittämisen tueksi. Lapsiperhepalvelujen kehittämisessä keskeistä on palvelujen tuottajien keskinäisen yhteistyön sekä lapsiperheiden osallisuuden lisääminen.

### **2.2 Tutkimuksen lähtökohta ja tausta**

Lasten ja perheiden terveyttä ja hyvinvointia edistävä työ on monialaista, minkä vuoksi sen saaminen eheäksi toiminnalliseksi kokonaisuudeksi yli sektori- ja aluerajojen on kunnille haaste. Tältä pohjalta on nähty tarpeelliseksi tehdä tutkimusta kunnissa sovellettavan mallin kehittämiseksi. Lapsiperhepalveluja tuottavat monet eri julkisen, kolmannen ja yksityisen sektorin toimijat, joiden keskinäinen yhteistyö voi olla hyvin puutteellista, tai sitä ei ole lainkaan. Lapsiperheille suunnattujen palvelujen kehittämisen tavoitteena on palvelujen painopisteen siirtäminen korjaavista toimista ennaltaehkäiseviin palveluihin. Eri palvelujen tuottajien toimintakäytäntöjen yhtenäistäminen ja yhteistyö ovat edellytyksiä sille, että lasten ja perheiden syrjäytymisen ehkäisyssä, pulmien varhaisessa tunnistamisessa ja tuen oikea-aikaisessa ajoittamisessa käytetyillä toimenpiteillä on vaikuttavuutta.

Tämän tutkimuksen tavoitteena on tuottaa tietoa lapsiperhepalvelujen nykytilasta sekä yhteistyökäytäntöjen toimivuudesta ja suhteesta palvelujen riittävyyteen. Saatuja tuloksia käytetään arvioitaessa palvelujen nykytilaa sekä tuottaessa tietoa lapsiperhepalvelujen kehittämisen tueksi.

## **2.3 Lapsiperhepalvelut**

Lapsiperhepalveluilla tarkoitetaan tässä tutkielmassa 0–8-vuotiaiden lasten ja heidän perheidensä tarvitsemia palveluita. Lapsiperhepalveluita tuotetaan kunnissa monilla eri toimialoilla, jotka useimmiten toimivat hallinnollisesti erillään. Näitä ovat terveydenhuolto (äitiys- ja lastenneuvolat, muu terveystoimi, erikoissairaanhoido), sosiaalityö (päivähoito, sosiaalityötoimisto, kasvatus- ja perheneuvolat ynnä muut erityispalvelut), esiopetus sosiaali- tai opetus-toimessa, opetustoimi sekä kulttuuri- ja liikuntatoimi. Kunnallisten palvelun tuottajien rinnalla toimii enenevässä määrin sekä kolmas (esim. järjestöt ja seurakunnat) että yksityinen sektori.

Lain mukaan kunnilla on velvollisuus edellä mainittujen palvelujen järjestämiseen (Kuntalaki 17.3.1995/365). Kunta voi päättää, järjestääkö se kyseiset palvelut yksinään tai yhteistoiminnassa muiden kuntien kanssa vai ostaako se ne muilta palveluntuottajilta. Lapsiperhepalvelujen tuottamista ohjaavat monet toisistaan erilliset lait (mm. kansanterveyslaki, erityissairaanhoidolaki, perusopetuslaki, päivähoitolaki, lastensuojelulaki jne.), joiden välillä ei ole mainintoja yhteistyökäytännöistä. Tämä on johtanut nykytilanteeseen, jossa lapsiperhepalvelujen hajanaisuuden korjaamiseksi ei ole olemassa selkeitä työvälineitä.

Keskeinen lähtökohta lapsiperhepalvelujen arvioimisessa ja kehittämisessä on asiakkaan näkökulmasta yhtenäisen palvelurakenteen tavoittelu. Lapsiperhepalvelujen tuottaminen hallinnollisesti yhtenäisissä oloissa ei kuitenkaan ole tae palvelujen yhtenäisyydelle. Tärkeää on palvelujen organisoiminen siten, että moniammatillisuus voitaisiin kokea hyödyttävänä voimavarana normaaleissa työtilanteissa eikä se jäisi pelkästään ongelmatilanteiden viimeiseksi keinoksi. Palvelun tuottajien keskinäinen yhteistyö ja vastuunjako ovat erityisen tärkeitä rajapinnoissa, joita ovat esimerkiksi lapsen syntymä, siirtyminen päivähoitoon, sieltä esiopetuksen kautta kouluun jne. Palvelujärjestelmän hajanaisuus aiheuttaa toiminnan palvelulähtöisyyttä, päällekkäisiä toimenpiteitä sekä toiminnan tehottomuutta. Tällaisessa tilanteessa asiakkaan kannalta ongelmallista on hoidon jatkuvuuden kärsiminen ja jatkuvan tuen puute.



### 3 Aineisto

Tässä tutkielmassa käytetään aineistona kuntien lapsiperhepalveluista vastaaville toimialajohtajille tehtyä laajaa kyselyaineistoa. Aineiston laajuus on 327 tilastoyksikköä, missä on edustettuna noin 85 prosenttia Suomen kunnista. Aineistosta on poistettu päällekkäiset vastaukset, joita saatiin, kun eri kuntiin lähetetyt kyselyt kohdistuivat kuntien yhteisille toimialajohtajille.

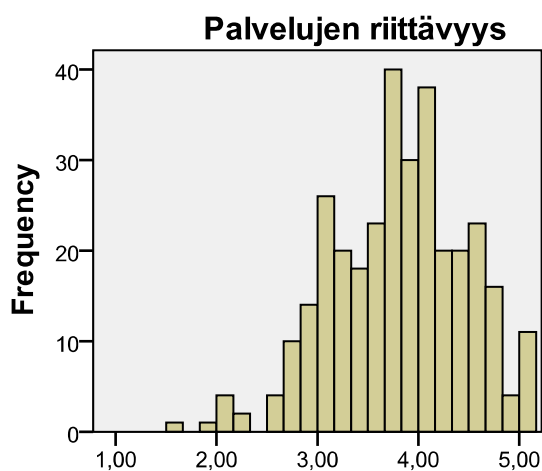
Vastaajista 11 prosenttia kuului hallinnollisesti sosiaalitoimen, 12 prosenttia terveystoimen ja 39 prosenttia opetustoimen alaisuuteen. Yhdistetyn sosiaali- ja terveystoimen alaisuudessa toimivia oli 36 prosenttia. Loput kaksi prosenttia vastaajista kuului hallinnollisesti yhdistetyn sosiaali-, terveys- ja opetustoimen alaisuuteen.

Rakenneyhtälömallinnuksessa käytetty aineisto koostuu useita kysymyksiä sisältävistä mittareista, jotka on kehitetty tätä tutkimusta varten. Mittarit ovat kyseisten kysymyspatterien pohjalta laskettuja summa- tai keskiarvomuuttujia. Kaikkien mittareiden mitta-asteikot on asetettu siten, että suurempi arvo vastaa suurempaa hyväksyntää tai parempaa asian tilaa. Mittarien käyttöä analyysin pohjana tukee niihin liittyvien vastausten keskinäinen hyvä johdonmukaisuus Cronbachin alpha -kertoimilla ( $\alpha_i \in [0.74, 0.95]$ ) mitattuna. Tarkemmin mittareita esitellään artikkelissa.

Analyysissa selittävinä muuttujina käytettyjä mittareita ovat yhteistyörakenteet, sovitut toimintakäytännöt ja vanhempien osallisuus. Yhteistyörakenteita kuvaava mittari koostuu eri osioista toimialan sisäisille sekä toimialojen ja kuntien välisille yhteistyörakenteille. Kukin osio sisältää 19 väittämää, joilla kartoitetaan eri toimijoiden välisiä yhteistyörakenteita. Sovittuja toimintakäytäntöjä kuvaava mittari muodostuu seitsemän väittämän pohjalta. Väittämien avulla arvioidaan eri toimijoiden välille tehtyjä sopimuksia liittyen yhteistyöhön ja sen järjestämiseen. Yhteistyöhön liittyvien sopimusten olemassaoloa tutkittiin erikseen toimialan sisällä, toimialojen välillä, yhteistoiminta-alueella eli seutukunnallisesti sekä kolmannen ja yksityisten sektorin kanssa.

Perheiden mahdollisuutta osallistua lapsiperhepalveluja koskevaan päätöksentekoon ja niiden kehittämiseen arvioidaan yhdeksän väittämää sisältävällä mittarilla. Väittämät sisältävät vaikuttamiskanavia, joiden perusteella perheiden vaikuttamismahdollisuuksia selvitetään. Vanhempien vaikuttamismahdollisuuksia palvelujen suunnitteluun ja palveluista tehtäviin päätöksiin mitattiin viisiosaisella mittarilla. Tämä kertoo vanhempien mahdollisuuksista vaikuttaa palvelujen saatavuuteen, sisältöön ja ajankohtaan.

Analyysissä selitettävänä muuttujina oli lapsiperhepalveluihin liittyviä yhteistyökäytäntöjä ja niiden toimivuutta kuvaavia mittareita, jotka käsittelivät yhteistyön toimivuutta, palvelujen riittävyttä ja tunnettuutta sekä palvelujen integraatiota. Yhteistyön toimivuutta vastaajan toimialan ja muiden palvelun tuottajien, päätöksentekijöiden sekä ohjaavien tahojen välillä arvioitiin 14 eri toimijaa sisältävällä mittarilla. Palvelujen riittävyttä arvioitiin 32 lapsiperhepalvelujen osa-aluetta käsittävän mittarin avulla. Väittämistä muodostettiin keskiarvomuuttuja, jonka jakauma näkyy kuviossa 3.1. Muiden analyysissä käytettävien mittarien jakaumat olivat luonteeltaan samanlaisia esimerkkinä esitetyn palvelujen riittävyttä kuvaavan mittarin kanssa. Sitä, miten hyvin vastaajan toimialalla tunnetaan muiden toimialojen sekä yksityisen ja kolmannen sektorin tuottamia lapsiperhepalveluita, arvioitiin 11 väittämää sisältävän mittarin avulla. Integraation tasoa mitattiin viisiportaisella järjestysasteikollisella mittarilla (Perälä, Halme & Hammar 2010).



**Kuvio 3.1.** Palvelujen riittävyttä kuvaavan keskiarvomuuttujan jakauma.

Tutkimuksessa käytetyn aineiston käsittely ja summamuuttujien muodostaminen on tehty SPSS 18:llä. Rakenneyhtälömallin konstruoinnissa ja analysoinnissa on käytetty Mplus 6.1-ohjelmistoa, joka on kehitetty rakenneyhtälömallinnuksen tarpeisiin.

## 4 Rakenneyhtälömallit tilastollisena menetelmänä

Rakenneyhtälömallinnus (Structural Equation Modeling) on tehokas ja monipuolinen analyysimenetelmä, minkä avulla voidaan tutkia asioiden välisiä suhteita sekä niiden muodostamia rakenteita. Menetelmä on suosittu ihmis- ja yhteiskuntatieteissä, koska sen avulla voidaan monimuuttuja-aineiston pohjalta rakentaa ja analysoida laajojakin käsitteellisiä malleja. Rakenneyhtälömallien käyttö vaatii kuitenkin vahvaa tutkimuksellista otetta. Teoreettiset hypoteesit on pystyttävä muotoilemaan niin selkeästi, että ne muodostavat teoreettisen mallin. Rakenneyhtälömallinnuksessa mallinnetaan tuntemattomien parametrien avulla muuttujien välistä kovarianssirakennetta. Mallin sopivuutta aineistoon tutkitaan vertaamalla sen kovarianssirakennetta aineiston antamaan kovarianssimatriisiin. Tämä voidaan esittää nollahypoteesina

$$(4.1) \quad H_0: \Sigma = \Sigma(\boldsymbol{\theta}),$$

missä  $\Sigma$  on kovarianssimatriisi ja  $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$  vastaa hypoteettisen mallin tuottamaa kovarianssimatriisiä, missä  $\boldsymbol{\theta}$  on mallin tuntemattomien parametrien vektori. Parametrivektori estimoidaan minimoimalla jokin sopiva objektifunktio, joka mittaa mallin ja havaitun kovarianssimatriisin välistä eroa. Jos tietäisimme täsmälleen oikeat parametrit, saisimme estimoinnin tuloksena havaittujen muuttujien kovarianssimatriisin olettaen, että hypoteettinen malli olisi oikea. (Bollen 1989.)

### 4.1 Yleinen malli

Yleisessä muodossa rakenneyhtälömalli voidaan esittää seuraavasti:

$$(4.2) \quad \begin{cases} \mathbf{x} = \Lambda_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}, \\ \mathbf{y} = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \text{ ja} \\ \boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \Gamma\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}, \end{cases}$$

missä ensimmäisellä ja toisella rivillä olevat yhtälöt ovat havaittuihin muuttujiin  $\mathbf{x}$  ja  $\mathbf{y}$  liittyviä mittamalleja eli faktorimalleja,  $\Lambda_x$  ja  $\Lambda_y$  ovat muuttujiin liittyviä faktorilatauksia ja  $\boldsymbol{\delta}$  sekä  $\boldsymbol{\varepsilon}$  ovat jäännöksiä. Yleisesti oletetaan, että jäännökset ovat keskenään riippumattomia ja  $E(\boldsymbol{\delta}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$ .

Mallin kolmannella rivillä oleva yhtälö määrittelee muuttujien välisen rakennemallin, jossa mittamallien avulla muodostetut latentit muuttujat liitetään toisiinsa hypoteettisen mallin mukaisesti. Mallissa  $\boldsymbol{\eta}$  on endogeenisten eli selitettävien muuttujien vektori ja  $\boldsymbol{\xi}$  on eksogeenisten eli selittävien muuttujien vektori. Lisäksi  $\mathbf{B}$  ja  $\boldsymbol{\Gamma}$  ovat latentteihin muuttujiin liittyviä estimoitavia parametrimatriiseja ja  $\boldsymbol{\zeta}$  on jäännösvektori. Koska  $\mathbf{B}$  ja  $\boldsymbol{\Gamma}$  määrittelevät faktorimallien muuttujien suhteen toisiin muuttujiin, niiden diagonaalialkioiden on oltava nollia. Jäännösvektorille  $\boldsymbol{\zeta}$  oletetaan, että  $\mathbf{E}(\boldsymbol{\zeta}) = \mathbf{0}$  ja  $\boldsymbol{\zeta}$  on korreloimaton  $\boldsymbol{\xi}$ :n kanssa.

Yhtälössä (4.1) esitetty kovarianssirakennehypoteesi voidaan osittaa seuraavasti

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{yy} & \boldsymbol{\Sigma}_{yx} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{xy} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}(\boldsymbol{\theta}) & \boldsymbol{\Sigma}_{yx}(\boldsymbol{\theta}) \\ \boldsymbol{\Sigma}_{xy}(\boldsymbol{\theta}) & \boldsymbol{\Sigma}_{xx}(\boldsymbol{\theta}) \end{bmatrix},$$

missä  $\boldsymbol{\Sigma}_{yy}$  on havaittujen y-muuttujien kovarianssimatriisi,  $\boldsymbol{\Sigma}_{xx}$  on havaittujen x-muuttujien kovarianssimatriisi ja  $\boldsymbol{\Sigma}_{yx}$  on kovarianssimatriisi y- ja x-muuttujien välillä. Näitä vastaavat mallin antamat kovarianssimatriisit  $\boldsymbol{\Sigma}_{yy}(\boldsymbol{\theta})$ ,  $\boldsymbol{\Sigma}_{xx}(\boldsymbol{\theta})$ ,  $\boldsymbol{\Sigma}_{yx}(\boldsymbol{\theta})$  ja  $\boldsymbol{\Sigma}_{xy}(\boldsymbol{\theta})$ .

Estimoitavien parametrimatriisien avulla kirjoitettuna mallin antamaksi kovarianssimatriisiksi  $\boldsymbol{\Sigma}_{yy}(\boldsymbol{\theta})$  saadaan

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{y}\mathbf{y}') \\ &= E[(\boldsymbol{\Lambda}_y\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon})(\boldsymbol{\eta}'\boldsymbol{\Lambda}_y' + \boldsymbol{\varepsilon}')] \\ &= \boldsymbol{\Lambda}_y E(\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}')\boldsymbol{\Lambda}_y' + \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon \end{aligned}$$

Kun otetaan  $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$  yhtälöstä (4.2) saadaan, että  $\boldsymbol{\eta} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$ . Hyödyntämällä edellä olevaa muotoa sekä muita yhtälöryhmässä (4.2) esiintyviä yhtälöitä saadaan ositetun kovarianssimatriisin elementit johdettua siten, että

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}(\boldsymbol{\theta}) &= \boldsymbol{\Lambda}_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Gamma}' + \boldsymbol{\Psi}) [(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}]' \boldsymbol{\Lambda}_y' + \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon, \\ \boldsymbol{\Sigma}_{xx}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{x}\mathbf{x}') \\ &= E[(\boldsymbol{\Lambda}_x\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta})(\boldsymbol{\xi}'\boldsymbol{\Lambda}_x' + \boldsymbol{\delta}')] \\ &= \boldsymbol{\Lambda}_x E(\boldsymbol{\xi}\boldsymbol{\xi}')\boldsymbol{\Lambda}_x' + \boldsymbol{\Theta}_\delta \\ &= \boldsymbol{\Lambda}_x \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Lambda}_x' + \boldsymbol{\Theta}_\delta, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Sigma_{yx}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{y}\mathbf{x}') \\
&= E[(\Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon})(\boldsymbol{\xi}' \Lambda_x' + \boldsymbol{\delta}')] \\
&= \Lambda_y E(\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\xi}') \Lambda_x' \\
&= \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \Lambda_x'
\end{aligned}$$

ja vastaavasti

$$\Sigma_{xy}(\boldsymbol{\theta}) = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \Lambda_x'$$

Näin saadaan mallin kovarianssimatriisille esitysmuoto

$$\begin{aligned}
\Sigma(\boldsymbol{\theta}) &= \begin{bmatrix} \Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta}) & \Sigma_{yx}(\boldsymbol{\theta}) \\ \Sigma_{xy}(\boldsymbol{\theta}) & \Sigma_{xx}(\boldsymbol{\theta}) \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\Gamma}' + \boldsymbol{\Psi}) (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Lambda_y' + \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon & \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \Lambda_x' \\ \Lambda_x \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\Gamma}' (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Lambda_y' & \Lambda_x \boldsymbol{\Phi} \Lambda_x' + \boldsymbol{\Theta}_\delta \end{bmatrix}.
\end{aligned}$$

(Bollen 1989.)

Mallin kovarianssirakenne sisältää nyt siis kahdeksan tuntematonta parametrimatriisia ( $\Lambda_y$ ,  $\Lambda_x$ ,  $\mathbf{B}$ ,  $\boldsymbol{\Gamma}$ ,  $\boldsymbol{\Phi}$ ,  $\boldsymbol{\Psi}$ ,  $\boldsymbol{\Theta}_\varepsilon$  ja  $\boldsymbol{\Theta}_\delta$ ). Osa mallin parametreista on usein kiinnitettävä, jotta malli olisi identifioituva ja sen estimointi onnistuisi (identifioituvuudesta myöhemmin). Jokaisella parametrilla on kolme mahdollista tilaa:

- 1) Parametri kiinnitetään eli sille annetaan jokin kiinteä arvo.
- 2) Parametrin arvo on tuntematon, mutta se estimoidaan yhtä suurena jonkin toisen parametrin kanssa.
- 3) Parametri estimoidaan vapaana, jolloin sen suuruus määräytyy estimoinnin perusteella.

Parametrien estimointia käsitellään yksityiskohtaisemmin aluvussa 5.3.

## 4.2 Rakenneyhtälömalli järjestysasteikollisille muuttujille

Sovellustieteissä on yleistä, että osa muuttujista on luokittelu- tai järjestysasteikollisia. Tällaisia ovat esimerkiksi kyselytutkimuksissa käytetyt Likert-asteikot, joilla kerätään tietoa ”täysin eri mieltä” - ”täysin samaa mieltä” -vastauksilla. Likert-asteikon vastauksista tiedetään, että ”täysin samaa mieltä” sisältää enemmän hyväksyntää kuin ”jokseenkin samaa mieltä”. Vastusten väliset erot jäävät kuitenkin epäselviksi eikä niitä voida sovittaa mitta-asteikolle, mikä pätee yleensäkin järjestysasteikollisille muuttujille. Rakenneyhtälömalleja käytettäessä muut-

tujien epäjatkuvuus nousee ongelmaksi, sillä yleinen rakenneyhtälömallien teoria olettaa, että muuttujat ovat normaalijakautuneita ja mitattu vähintään intervalliasteikolla. Käytännön tutkimustilanteissa näitä oletuksia usein rikotaan tulkitsemalla järjestysasteikolliset muuttujat lukuarvoiksi 1, 2, 3... Tämä on kuitenkin virheellistä, sillä järjestysasteikollisten muuttujien käyttö vaatii toisenlaista lähestymistapaa kuin mihin on jatkuvien muuttujien yhteydessä totuttu. (Jöreskog 2002.)

Kun rakenneyhtälömallinnusta sovelletaan järjestysasteikollisille muuttujille, täytyy ottaa huomioon mallin kovarianssirakenteeseen ja muuttujiin liittyvät oletukset sekä niiden soveltuvuus kyseiseen aineistoon. Seuraavaksi esitellään kolme järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön liittyvää asiaa, jotka korjaavien menettelytapojen tulee huomioida. Korjaavia menettelytapoja käsitellään tarkemmin luvussa 5.3.

Ajatellaan ensiksi, että on olemassa yksinkertainen rakenneyhtälö  $\mathbf{y}^* = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ , jossa  $\mathbf{y}^*$  on jatkuvien indikaattorimuuttujien vektori,  $\boldsymbol{\eta}$  on faktori,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  on mittavirhe,  $\mathbf{E}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$  sekä  $\boldsymbol{\varepsilon}$  ja  $\boldsymbol{\eta}$  ovat riippumattomia. Havaitsemme jatkuvan normaalijakautuneen latentin  $\mathbf{y}^*$ :n sijasta luokiteluasteikollisen  $\mathbf{y}$ :n. Vaikka oletetaan yhtälön  $\mathbf{y}^* = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  pitävän paikkansa, ei ole selvää, että yhtälö  $\mathbf{y} = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  olisi voimassa. Joissakin tapauksessa näin voi olla, mutta se riippuu  $\mathbf{y}$ :n jakaumasta. Analogia pätee myös riippumattomille järjestysasteikollisille x-muuttujille.

Järjestysasteikollisten muuttujien jakauma usein poikkeaa taustalla olevan latentin muuttujan jakaumasta. Vaikka  $\mathbf{y}^*$ :n ja  $\mathbf{x}^*$ :n yhteisjakauma noudattaisi normaalijakaumaa, voivat  $\mathbf{y}$  ja  $\mathbf{x}$  olla hyvinkin epänormaalisti jakautuneita johtuen keinotekoisesti asetetuista järjestysasteikon kynnsarvoista.

Kolmas ja ehkä merkityksellisin ero liittyy analyysin pohjana olevan kovarianssimatriisin muodostamiseen. Jatkuvien muuttujien yhteydessä SEM -analyysissä verrataan teoreettisen mallin kovarianssirakennetta otoksesta laskettuun kovarianssimatriisiin. Epäjatkuvien muuttujien pohjalta muodostettu kovarianssimatriisi ei ilmennä hyvin muuttujien välisiä riippuvuuksia.

sia, jolloin mallin antamat tulokset ovat epäluotettavia. Oletetaan, että jatkuvien muuttujien  $\mathbf{y}^*$  ja  $\mathbf{x}^*$  kovarianssimatriisille  $\Sigma^*$  on voimassa  $\Sigma^* = \Sigma(\boldsymbol{\theta})$ . Ei ole lainkaan selvää, että tällöin myös järjestysasteikollisten muuttujien  $\mathbf{y}$  ja  $\mathbf{x}$  kovarianssimatriisille  $\Sigma$  olisi voimassa  $\Sigma = \Sigma(\boldsymbol{\theta})$ . Yleisesti ottaen virheen suuruus riippuu  $\Sigma$ :n ja  $\Sigma^*$  suhteesta. (Bollen 1989.) Tähän ongelmaan pyritään vastaamaan laskemalla Pearsonin korrelaatioiden sijasta polyseriaalisia tai polykorisia korrelaatiota. Jos toinen muuttujista on jatkuva ja toinen järjestysasteikollinen, muodostetaan polyseriaalinen korrelaatio. Molempien muuttujien ollessa järjestysasteikollisia muodostetaan polykorinen korrelaatio, josta erikoistapauksena on tetrakorinen korrelaatio kaksiluokkaisten muuttujien yhteydessä.



## 5 Rakenneyhtälömallin konstruointi

### 5.1 Mallin spesifiointi

Rakenneyhtälömallin spesifiointi lähtee selkeistä tutkimushypoteeseista, joiden pohjalta voidaan muodostaa malli. Eri ilmiöiden välisiä suhteita voidaan alustavasti tutkia eksploraatiivisen faktorianalyysin (EFA) avulla, mutta varsinainen analyysi vaatii pohjaksi selkeän käsityksen testattavasta mallista. Hypoteettinen malli konstruoidaan muodostamalla mittamallit konfirmatorisen faktorianalyysin (CFA) avulla. Sen pohjalta saadut latentit muuttujat asetetaan noudattamaan teoreettisen mallin mukaisia rakenteita. Mallin rakentamisessa tulee edetä varovasti eikä lähteä muodostamaan liian monimutkaisia malleja. Liian monimutkaisten mallien tekninen analysointi voi onnistua helpostikin, mutta niiden tulkinta on haastavaa. Onkin järkevää rakentaa mahdollisimman yksinkertaisia teorian mukaisia malleja, joiden tulkinta ei ole yhtä virhealtista kuin monimutkaisempien mallien tapauksessa.

### 5.2 Mallin identifioituvuus

Mallin identifioituvuus asettaa omat rajansa mallin monimutkaisuudelle, sillä mallin parametrien täytyy olla ratkaistavissa yksikäsitteisesti. Identifioituvuus määritellään seuraavasti (Leskinen 1987, Bollen 1989):

”Mallin yksittäinen parametri on identifioituva, jos se on ratkaistavissa kovarianssimatriisin  $\Sigma$  avulla. Jos mallin kaikki parametrit ovat ratkaistavissa  $\Sigma$ :n avulla, on malli identifioituva.”

Faktorimallien identifioituvuuteen riittäviä ehtoja ei ole voitu yleisessä tapauksessa esittää. Yksinkertaisissa tapauksissa voidaan mallin identifioituvuutta tutkia muodostamalla mallin kovarianssirakenne ja ratkaisemalla tuntemattomat parametrit, mutta monimutkaisissa tapauksissa tällainen menettely on liian työläs. On kuitenkin esitetty identifioituvuudelle välttämättömiä ehtoja, jotka liittyvät tuntemattomien parametrien lukumäärään havaittuihin muuttujiin nähden. Seuraava t-sääntö on välttämätön, mutta ei vielä riittävä ehto parametrien identifioituvuudelle. Malli, jossa ei ole lainkaan rajoitteita, sisältää  $\frac{1}{2}(p + q)(p + q + 1)$  tuntematonta

parametria. Jotta malli olisi identifioituva, ei tuntemattomien parametrien lukumäärä  $t$  saa ylittää kovarianssimatriisin vapaiden alkioiden lukumäärää, josta saadaan rajoittava ehto

$$t \leq \frac{1}{2}(p + q)(p + q + 1),$$

missä  $p$  ja  $q$  ovat havaittujen muuttujien lukumääriä. Jos tämä  $t$ -sääntö ei täyty, malliin on syytä tehdä rajoitteita esimerkiksi kiinnittämällä parametrien arvoja. Tällöin mallin identifioituvuuden välttämättömäksi, joskaan ei riittäväksi, ehdoksi saadaan

$$t - r \leq \frac{1}{2}(p + q)(p + q + 1),$$

missä  $r$  on malliin tehtyjen rajoitteiden lukumäärä. (Nummenmaa et al. 1996, Leskinen 1987.) Mallien identifioituvuuden tutkimiseksi on olemassa muitakin ehtoja, joihin voi tutustua tarkemmin esimerkiksi Bollenin (1989) avulla.

### **5.3 Parametrien estimointi**

Muthén (1984) esittää artikkelissaan parametrien estimoinnin järjestysasteikollisille muuttujille etenevän kolmessa vaiheessa. Ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan kynnsarvot järjestysasteikollisten muuttujien esittämiseksi latenttien muuttujien avulla. Toisessa vaiheessa estimoidaan polykorinen/polyseriaalinen korrelaatiomatriisi hyödyntäen ensimmäisen vaiheen kynnsarvoparametreja. Kolmannessa vaiheessa estimoidaan varsinaiset mallin parametrit käyttäen painomatriisina asymptoottista kovarianssimatriisia.

Aiemmin luvussa 4.2 esitettiin useita vaikutuksia, jotka liittyvät järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön jatkuvien muuttujien sijaan:

$$(5.1) \quad \mathbf{x} \neq \Lambda_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}$$

$$\mathbf{y} \neq \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

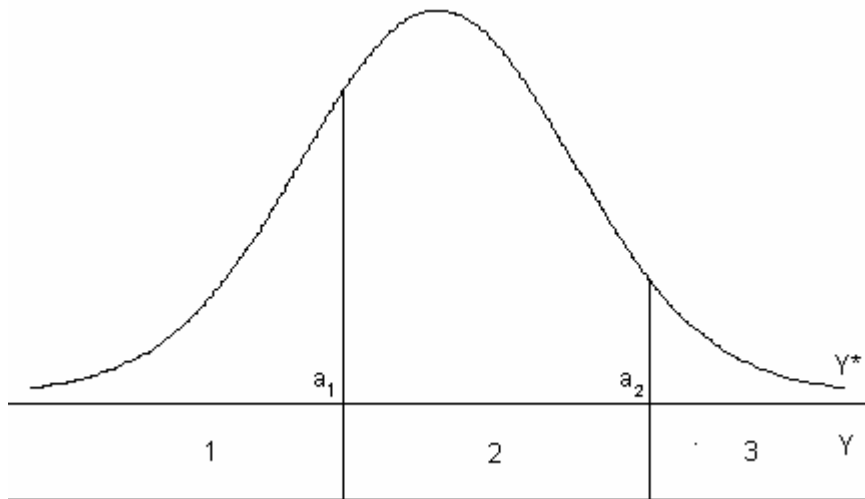
$$(5.2) \quad \Sigma \neq \Sigma(\boldsymbol{\theta})$$

.

Korjaavien menettelytapojen tulisi huomioida kaikki edellä mainitut ongelmat. Yhtälöissä (5.1) esitettyihin ongelmiin auttaa epälineaarinen muunnos, jossa järjestysasteikollisen muuttujan ajatellaan muodostuvan jatkuvan latentin muuttujan pohjalta (kuvio 5.1). Muuttuja  $y_i$  muodostuu seuraavasti:

$$y_i = \begin{cases} C_{i-1} - 1, & \text{if } \tau_{i,c_i-1} < y_i^* \\ C_{i-2} - 2, & \text{if } \tau_{i,c_i-2} < y_i^* \leq \tau_{i,c_i-1} \\ \vdots & \dots \\ 1, & \text{if } \tau_{i,1} < y_i^* \leq \tau_{i,2} \\ 0, & \text{if } y_i^* \leq \tau_{i,1} \end{cases}$$

missä  $C_i$  on muuttujan  $y_i$  luokkien lukumäärä,  $\tau_i$ :t ovat luokkien kynnsarvoja ja  $y_i^*$  on muuttujan  $y_i$  taustalla oleva latentti muuttuja. Tätä havainnollistetaan kuviossa 2. Samanlaista epälineaarista muunnosta sovelletaan järjestysasteikolliselle muuttujalle  $x_j$ , jota vastaa latentti jatkuva muuttuja  $x_j^*$ . Jatkuville muuttujille  $y_i$  ja  $x_j$  pätee luonnollisesti, että  $y_i = y_i^*$  ja  $x_j = x_j^*$ .



**Kuvio 5.1.** Kolmeluokkaisen järjestysasteikollisen muuttujan muodostuminen latentin jatkuvan muuttujan pohjalta, missä kynnsarvoina  $a_1$  ja  $a_2$ .

Yhtälössä (5.2) esitettyyn ongelmaan haetaan ratkaisua laskemalla polyseriaaliset ja polykoriset korrelaatiot, joiden ajatellaan paremmin kuvaavan epäjatkovien muuttujien välisiä riippuvuuksia.

### 5.3.1 Estimoinnin ensimmäinen vaihe – kynnsarvot

Kynnsarvojen määrittämiseksi on tunnettava muuttujien  $y_i^*$  ja  $x_j^*$  jakauma sekä havaintojen suhteellinen osuus kussakin luokassa. Latenttien muuttujien  $y_i^*$  ja  $x_j^*$  oletetaan yleisimmin olevan multinormaalisesti jakautuneita, jolloin muuttujien  $y_i^*$  ja  $x_j^*$  marginaalijakaumat ovat normaalisia. Koska järjestysasteikollisten muuttujien mitta-asteikko on tuntematon, voidaan

niitä vastaavien muuttujien  $y_i^*$  ja  $x_j^*$  jakauma skaalata noudattamaan normaalijakaumaa odotusarvona nolla ja varianssina 1. Tällöin muuttujien kynnsarvot voidaan määrittää käyttäen normaalijakauman kertymäfunktion käänteisfunktiota  $\Phi^{-1}(\cdot)$  seuraavasti:

$$\tau_i = \Phi^{-1}\left(\sum_{k=1}^i \frac{N_k}{N}\right), i = 1, 2, \dots, C_i - 1$$

missä  $N_k$  on havaintojen lukumäärä  $k$ :nnessa luokassa,  $N$  on kaikkien havaintojen lukumäärä ja  $C_i$  on luokkien lukumäärä kyseisellä muuttujalla.

Havaitaan esimerkiksi neljaluokkaiset järjestysasteikolliset muuttujat  $y$  ja  $x$ , joita vastaavat kynnsarvot  $a_1, a_2$  ja  $a_3$  sekä  $b_1, b_2$  ja  $b_3$ . Muuttujien  $y$  ja  $x$  jakaumat näkyvät taulukossa 5.1.

**Taulukko 5.1.** Kynnsarvoesimerkin järjestysasteikollisten muuttujien  $y$  ja  $x$  jakaumat sekä havaintojen suhteelliset osuudet luokissa, kun  $N = 50$ .

Luokka	1	2	3	4
$y$	4	24	12	10
Suhteellinen osuus	0.08	0.48	0.24	0.20
Kumulatiivinen osuus	0.08	0.56	0.80	1.00
$x$	6	17	23	4
Suhteellinen osuus	0.12	0.34	0.46	0.08
Kumulatiivinen osuus	0.12	0.46	0.92	100

Järjestysasteikollisten muuttujien ajatellaan muodostuvan normaalijakautuneiden latenttien muuttujien pohjalta, jolloin kynnsarvojen määrittämisessä käytetään standardoidun normaalijakauman kertymäfunktiota. Muuttujan  $y^*$  kynnsarvoiksi saadaan  $a_1 = -1.405$ ,  $a_2 = 0.151$  ja  $a_3 = 0.842$ . Vastaavasti muuttujan  $x^*$  kynnsarvoiksi saadaan  $b_1 = -1.175$ ,  $b_2 = -0.100$  ja  $b_3 = 1.405$ .

Edellistä muunnosta sovellettaessa on otettava huomioon järjestysasteikollisen muuttujan jakauman vaikutukset kynnsarvoihin. Vaikka latentin jatkuvan muuttujan jakauma olisi normaalin, voi havaitun järjestysasteikollisen muuttujan jakauma siitä huolimatta olla epänormaalinen, mikä luonnollisesti vaikuttaa kynnsarvojen määräytymiseen. Toisaalta taas epä-

normaalisuutta voi ilmetä jo latentin muuttujan jakaumassa, jolloin kohdataan samoja ongelmia.

Korjataksemme yhtälöissä (5.1) esiintyviä ongelmia järjestysasteikollisten muuttujien yhteydessä lisäämme kynnysarvomallin tavalliseen mittamalliin. Kynnysarvomalli liittyy havaitut järjestysasteikolliset muuttujat  $\mathbf{y}$  ja  $\mathbf{x}$  niitä vastaaviin latentteihin jatkuviin muuttujiin  $\mathbf{y}^*$  ja  $\mathbf{x}^*$ .

Totuttu mittamalli kirjoitetaan tällöin muotoon

$$\begin{cases} \mathbf{x}^* = \Lambda_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \\ \mathbf{y}^* = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \end{cases}$$

### 5.3.2 Estimoinnin toinen vaihe – polykorinen/polyseriaalinen korrelaatiomatriisi

Kahden järjestysasteikollisen muuttujan välistä korrelaatiota kuvaavan polykorisen korrelaation estimointi suoritetaan suurimman uskottavuuden menetelmällä. Oletuksena on, että latentit muuttujat noudattavat kaksiulotteista normaalijakaumaa. Vaikka normaalisuusoletus monissa käytännön tilanteissa voi olla kyseenalainen, niin mm. Floran ja Curranin (2004) mukaan normaalisuusoletuksen merkitys on enemmän teoreettinen kuin käytännöllinen. Käytännössä menetelmä on suhteellisen robusti jakaumien kohtuulliselle epänormaalisuudelle, ja sen vaikutukset tuloksiin jäävät usein vähäisiksi.

Polykoristen korrelaatioiden muodostamisen pohjana on kaksiulotteinen  $c \times d$  -kokoinen järjestysasteikollisten muuttujien havaintoihin perustuva ristiintaulukko. Sen avulla muodostetaan logaritmoitu uskottavuusfunktio

$$(5.3) \quad \ln L = A + \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^d N_{ij} \ln(\pi_{ij})$$

missä  $c$  ja  $d$  ovat järjestysasteikollisten muuttujien luokkien lukumääriä,  $A$  on vakio ja  $N_{ij}$  havaintojen lukumäärä luokissa  $i$  ja  $j$ . Tässä muuttujan  $x$  kynnysarvoja vastaavat  $a_i, i=0,1,\dots, c$ , ja muuttujan  $y$  kynnysarvoja vastaavat  $b_j, j=0,1,\dots, d$ , joille on voimassa, että  $a_0 = b_0 = -\infty$  ja  $a_c = b_d = +\infty$ . Lisäksi

$$\pi_{ij} = \Phi_2(a_i, b_j) - \Phi_2(a_i, b_{j-1}) - \Phi_2(a_{i-1}, b_j) + \Phi_2(a_{i-1}, b_{j-1})$$

missä  $\Phi_2(\dots)$  vastaa kaksiulotteisen normaalijakauman kertymäfunktioita, jossa korrelaatio on  $\rho$ .

Estimointia jatketaan derivoimalla logaritmoitua uskottavuusfunktiota (5.3) kaikkien tuntemattomien parametrien  $\rho, a_1, \dots, a_{c-1}, b_1, \dots, b_{d-1}$  suhteen. Käytännössä parametrien ratkaiseminen tehdään numeerisilla menetelmillä, mikä vaatii suurta laskentakapasiteettia. Tässä kohdin hyödynnetään ensimmäisessä vaiheessa ratkaistuja kynnyksiarvoja  $a_i$  ja  $b_j$ , joiden pitäminen tunnettuna helpottaa oleellisesti korrelaation  $\rho$  laskentaa. (Bollen 1989.)

Ensimmäisen ja toisen vaiheen estimointi voidaan suorittaa myös yhdessä. Tällöin muodostetaan yhtälössä (5.3) esitetty logaritmoitu uskottavuusfunktio, josta ratkaistaan kaikki tuntemattomat parametrit. Erot kaksivaiheisen ja yksivaiheisen estimoinnin tuottamien estimaattien välillä ovat käytännön kannalta merkityksettömiä (Olsson 1979), joten on laskennallisesti tehokkaampaa jakaa estimointi kahteen erilliseen vaiheeseen.

Polyseriaaliset korrelaatiot, joita käytetään järjestysasteikollisten ja jatkuvien muuttujien välillä, voidaan estimoida myös käyttäen kaksivaiheista estimointimenetelmää. Tällöin ensimmäisessä vaiheessa jatkuvan muuttujan  $x$  keskiarvo ja varianssi korvataan vastaavilla otokselta lasketuilla estimaateilla sekä muuttujan  $y$  kynnyksiarvoparametrit estimoidaan aiemmin esitetyllä tavalla. Toisessa vaiheessa saadaan estimaatti parametrille  $\rho$  osittaisderivoimalla logaritmoitu uskottavuusfunktio parametrin  $\rho$  suhteen, merkitsemällä saatu  $\partial l / \partial \rho = 0$  ja ratkaisemalla  $\rho$  yhtälöstä. Olsson, Drascow ja Dorans (1982) antavat formaalimman esityksen.

Tetrakoristen korrelaatioiden, joita esiintyy kaksiluokkaisten muuttujien välillä, estimointi on vain erikoistapaus edellä esitetystä polykoristen korrelaatioiden estimoinnista (Bollen 1989).

### 5.3.3 Estimoinnin kolmas vaihe – mallin tuntemattomat parametrit

Estimoinnin kolmannessa vaiheessa estimoidaan varsinaiset mallin parametrit minimoimalla rakennetun mallin kovarianssimatriisin  $\Sigma(\theta)$  ja otoskovarianssimatriisin  $S$  erotusta. Jatkuvien muuttujien yhteydessä käytetään minimoinnissa useimmiten suurimman uskottavuuden (Maximum Likelihood - ML), painottamattoman pienimmän neliösumman (Unweighted Least Squares - ULS) tai yleistetyt pienimmän neliösumman (Generalized Least Squares - GLS) menetelmää. Näiden menetelmien objektifunktioita ja käyttöä ei tässä tutkielmassa esitellä, vaan niihin voi tarkemmin tutustua esimerkiksi Bollenin (1989) kirjan avulla.

Järjestysasteikollisten muuttujien yhteydessä suositellaan käytettäväksi painotettua pienimmän neliösumman (General Weighted Least Squares, WLS) menetelmää useissa eri lähteissä (Bollen 1989, Olsson 1979, Muthén 1983 ja 1984). Jos aineisto sisältää sekä järjestysasteikollisia että mahdollisesti epänormaalisia jatkuvia muuttujia, on perusteltua käyttää robustia painotetun pienimmän neliösumman menetelmää (Means and Variance Adjusted Weighted Least Squares tai Robust Weighted Least Squares, WLSMV) (Muthén, du Toit & Spisic 1997, Hancock & Mueller 2006, Yu 2002).

Käytettäessä järjestysasteikollisten muuttujien yhteydessä suurimman uskottavuuden, yleistetyt pienimmän neliösumman tai painottamattoman pienimmän neliösumman menetelmää voidaan saada hyviä parametrien estimaatteja, mutta keskivirheet ja sopivuusindeksit ovat näissä tilanteissa käyttökelvottomia (Rigdon & Ferguson 1991). Painotetut pienimmän neliösumman menetelmät eivät aseta vaatimuksia havaittujen muuttujien jakaumille tai jatkuvuudelle mutta mahdollistavat monien eri sopivuusindeksien käytön mallin sopivuuden arvioinnissa.

### 5.3.4 Painotettu pienimmän neliösumman menetelmä

Asymptoottisesti tarkentuva PPNS -menetelmä (General Weighted Least Squares) on hyödyllinen muun muassa tilanteissa, joissa data on kategorista, data on tiivistetty korrelaatiomatriisiin tai sen jakauma on tuntematon. PPNS -menetelmän objektifunktio kirjoitetaan muodossa

$$(5.4) \quad F_{\text{PPNS}} = (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta}))' \mathbf{W}^{-1} (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta}))$$

missä  $\mathbf{s}$  on  $\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$ -mittainen vektori, joka sisältää havaitun kovarianssimatriisin  $\mathbf{S}$  elementit ja  $\boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta})$  on vastaava samanpituinen vektori hypoteettisesta kovarianssimatriisista  $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ .  $\mathbf{W}^{-1}$  on positiivisesti definiitti painomatriisi. Muthén ja Kaplan (1985) ehdottavat, että painomatriisiksi  $\mathbf{W}$  kannattaa valita asymptoottisen kovarianssimatriisin tarkentuva estimaatti (estimoinnista tarkemmin ks. Muthén (1984)). Estimoitu parametrivektori  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  on yleisten ehtojen vallitessa  $\boldsymbol{\theta}$ :n tarkentuva estimaattori. (Bollen 1989.)

### 5.3.5 Robusti painotettu pienimmän neliösumman menetelmä

Muthén, du Toit ja Spisic (1997) esittelevät robustin painotetun pienimmän neliösumman menetelmän (Robust Weighted Least Squares tai Mean and Variance Adjusted Weighted Least Squares), joka sallii sekä binääristen, järjestysasteikollisten että jatkuvien muuttujien mallintamisen. Robusti painotetun pienimmän neliösumman menetelmä (RPPNS) on tavallista painotetun pienimmän neliösumman menetelmää laskennallisesti tehokkaampi. Lisäksi se toimii paremmin pienillä otoksilla. Robustin PPNS -menetelmän objektifunktio on yhtäläinen tavallisen PPNS -menetelmän objektifunktion (5.4) kanssa. Erona tavalliseen PPNS -menetelmään on estimoinnissa käytettävä painomatriisi  $\mathbf{W}$ . Robustissa menetelmässä painomatriisi  $\mathbf{W}$  on diagonaalimatriisi. Muthénin ja kollegoiden (1997) mukaan robusti PPNS -menetelmä voitti tavallisen PPNS -menetelmän sekä estimaattien, hajontojen että  $\chi^2$ -testin perusteella.

### 5.4 Mallin arviointi

Rakenneyhtälömallien riittävyystarkastelut palautuvat faktorimallien vastaavaan tarkasteluun (Leskinen 1987). Mallin riittävyttä tutkitaan erikseen koko mallin, muuttujien, parametrien ja havaintojen tasoilla. Etenemisjärjestyksellä ei ole teoreettista merkitystä, mutta on luontevaa arvioida ensin koko mallin toimivuutta ja siirtyä sen jälkeen yksityiskohtaisempiin tarkasteluihin.



Koko mallia koskeviin tarkasteluihin liittyy kaksi ongelmaa. Ensiksi sopivuusmittarien mielessä hyvä malli voi olla joiltakin osin hyvin puutteellinen. Toiseksi sopivuusmittarit eivät kerro, mikä niiden perusteella huonosti sopivassa mallissa on vialla. (Leskinen 1987.)

#### 5.4.1 Koko mallin tarkastelu

Tarkasteltaessa koko mallin sopivuutta aineistoon tutkitaan, pitääkö kovarianssirakennehypoteesi  $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$  paikkaansa. Käytännössä tarkastellaan otoksesta laskettua kovarianssimatriisiä  $S$  ja hypoteettisen mallin perusteella saatua kovarianssimatriisiä  $\Sigma(\hat{\theta})$ .

Tilastollisessa mallinvalinnassa yleisesti käytettäviä informaatiokriteerejä ei tässä tutkielmassa esitellä, koska ne pohjautuvat suurimman uskottavuuden menetelmään eivätkä siten sovellu käytettäväksi järjestysasteikollisten muuttujien sekä PPNS- tai robustin PPNS -menetelmän yhteydessä.

##### *Yhteensopivuuden testaaminen $\chi^2$ -testillä*

Yhteensopivuutta testataan  $\chi^2$ -testillä, jolla tutkitaan mallin riittävyyttä aineiston kuvaajana. Aineistolla tarkoitetaan tässä aineistosta estimoitua kovarianssimatriisiä, jolloin nollassa hypoteesi on muotoa  $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$ . Käytettäessä estimointifunktiona  $F_{RPPNS}$   $\chi^2$ -testisuure saadaan laskettua otoskoon ja  $F_{RPPNS}$ :n minimin avulla siten että

$$\chi^2 = (N - 1)F_{RPPNS}(\hat{\theta}) = (N - 1)(s - \sigma(\hat{\theta}))' W^{-1}(s - \sigma(\hat{\theta})).$$

Vastaavat vapausasteet voidaan laskea kaavalla  $\frac{1}{2}(p + q)(p + q + 1) - t$ , missä ensimmäinen termi on havaitun kovarianssimatriisin  $S$  erilaisten alkioiden lukumäärä ja  $t$  on parametrivektorin  $\theta$  vapaiden parametrien lukumäärä. (Bollen 1989.)

Yksistään  $\chi^2$ -testin perusteella ei mallia kannata hylätä tai hyväksyä vaan tulee käyttää päätöksen tukena myös muita sopivuusmittareita.  $\chi^2$ -testin käyttöön liittyy huomioon otettavia epävarmuuksia. Bollen (1989) esittää neljä  $\chi^2$ -testiin liittyvää oletusta, joita käytännössä usein joudutaan rikkomaan.

Ensimmäiseksi  $\chi^2$ -testi olettaa, että muuttujat eivät ole kovin huipukkaita. Jos tämä oletus ei pidä paikkaansa, testin tulokseen tulee suhtautua varauksella. Toiseksi on huomioitava, että kovarianssi- ja korrelaatiomatriisin pohjalta laskettujen testien tulokset voivat erota. Bollenin (1989) mukaan Jöreskog ja Sörbom toteavat, että korrelaatiomatriisin pohjalta lasketun  $\chi^2$ -testin arvot voivat olla epätarkkoja.

Kolmas huomionarvoinen asia on otoksen koko. Käytettäessä  $\chi^2$ -testiä tulee aineistoa olla riittävästi. Nyrkkisääntönä voidaan sanoa, että havaintoja tulisi olla ainakin 100 tai vähintään useita havaintoja vapausastetta kohden. Toisaalta testin voima eli sen kyky hylätä virheellinen nollihypoteesi on suoraan verrannollinen aineiston kokoon. Suurilla otoksilla  $\chi^2$ -testi helposti hylkää mallin, vaikka todellinen ero olisikin käytännön kannalta merkityksetön.

Neljänneksi  $\chi^2$ -testi olettaa, että nollihypoteesi pitää paikkansa eli  $\Sigma = \Sigma(\theta)$ . Käytännössä oletus ei kuitenkaan voi koskaan täysin pitää paikkaansa. Bollen (1989) toteaaakin, että jos malli, joka tuottaa  $\Sigma(\theta)$ :n, auttaa meitä ymmärtämään jotakin ilmiöiden välisistä suhteista ja tuottaa kohtuullisen sopivuuden aineistoon, voidaan oletuksen ajatella toteutuneen.

*Mallin arviointi RMSEA:n ja WRMR:n avulla*

RMSEA-statistiikka (Root Mean Square Error of Approximation) vertaa mallin antaman sovituksen eroa täydelliseen malliin. Mallia voidaan pitää riittävänä, jos  $RMSEA < 0.05$ . Jos  $RMSEA < 0.08$ , voidaan mallia pitää vielä kohtuullisena varsinkin, jos muut mittarit viittaavat mallin hyväksymiseen. RMSEA määritellään seuraavasti:

$$(5.5) \quad RMSEA = \sqrt{\max\left(\frac{2F(\hat{\theta})}{d} - \frac{1}{N}, 0\right)},$$

missä  $d$  tarkoittaa mallin vapausasteita,  $F(\hat{\theta})$  on objektifunktion  $F(\theta)$  estimoitu minimi ja  $N$  havaintojen lukumäärää. Joissain lähteissä kaavassa (5.5) esiintyvä  $N$  on korvattu  $N-1$ :llä (esim. Bollen 1989). RMSEA:n jakauma on tunnettu, joten sille voidaan laskea luottamusväljä. (Yu 2002.)

WRMR-statistiikka (Weighted Root Mean Square Residual) vertaa otosvariansseja ja -kovariansseja estimoidun mallin antamiin variansseihin ja kovariansseihin. Muthén ja Muthén (1998–2001) ovat kehittäneet sen Bentlerin esittelemästä SRMR-statistiikasta (Standardized Root Mean Square Residual) vastaamaan järjestysasteikollisten muuttujien tarpeita. WRMR määritellään seuraavasti:

$$WRMR = \sqrt{\frac{\sum_{r=1}^e (\mathbf{s}_r - \hat{\boldsymbol{\theta}}_r)^2 / \mathbf{v}_r}{e}},$$

missä  $e = \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$ ,  $\mathbf{s}_r$  vastaa  $\mathbf{S}$ -matriisin alkioita,  $\hat{\boldsymbol{\theta}}_r$  vastaavasti  $\boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ :n alkioita ja  $\mathbf{v}_r$  asympotoottisen varianssin estimaatteja (huomaa yhteys  $F_{RPPNS}$ :n painomatriisiin). WRMR sopii käytettäväksi epänormaalisten muuttujien yhteydessä sekä malleissa, joissa on sekä järjestysasteikollisia että jatkuvia muuttujia. Kategorisille muuttujille WRMR voidaan esittää myös seuraavasti:

$$WRMR = \sqrt{\frac{2NF(\hat{\boldsymbol{\theta}})}{e}}. \text{ (Yu 2002.)}$$

Yun (2002) mukaan 0.95 tai 1.00 voitaisiin pitää sopivina WRMR-statistiikan raja-arvoina normaalisille muuttujille. Finney ja DiStefano (Hancock & Mueller 2006) taas antavat raja-arvoksi 1.00, jolloin pienemmät WRMR -arvot kertoisivat paremmasta yhteensopivuudesta.

#### *Yhteensopivuuksien käyttö mallin arvioinnissa*

$\chi^2$ -testin käyttöön liittyviä ongelmia silmällä pitäen on tilastotieteen kirjallisuudessa paljon kehitelty  $\chi^2$ -testisuureeseen perustuvia yhteensopivuusmittareita, joissa otoskoon vaikutus olisi eliminoitu. Sopivuuksien indeksi (Goodness of Fit Index) ilmaisevat, kuinka hyvin mallin estimoitu kovarianssimatriisi  $\boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$  vastaa otoskovarianssimatriisia  $\mathbf{S}$ . Vertailuindeksi (Comparative Fit Index) ilmaisevat, kuinka paljon paremmin nykyinen malli selittää aineiston vaihtelua verrattuna malliin, jossa havaitut muuttujat ovat keskenään korreloimattomia (Bentler & Bonnet 1980). Perusnäkökulma on näiden indeksien käytössä vastakkainen verrattuna  $\chi^2$ -testiin, jossa mallia verrataan saturoituun malliin (Yu 2002).

Mallin riittävyyttä voidaan arvioida yleisiä yhteensopivuusindeksejä NFI, TLI ja CFI käyttäen. NFI (Normed Fit Index) on Bentlerin ja Bonnettin (Leskinen 1987) esittelemä normeerattu sopivuusindeksi, joka määritellään seuraavasti:

$$NFI = \frac{(\chi_0^2 - \chi_1^2)}{\chi_0^2} = \frac{(N-1)F_0(N-1)F_1}{(N-1)F_0} = \frac{F_0F_1}{F_0}$$

Kuten edellä nähdään, NFI:n kaavassa otoskoon vaikutus eliminoituu. Kaavassa esiintyvät  $\chi_0^2$  ja  $F_0$  vastaavat mallia, jossa muuttujat ajatellaan keskenään korreloimattomiksi.  $\chi_1^2$  ja  $F_1$  saadaan hypoteettisesta mallista, jolla on haluttu kovarianssirakenne. NFI kertoo tällöin, kuinka paljon paremmin aineistoa kuvaa hypoteettinen malli verrattuna malliin, jossa ei ole mitään kovarianssirakennetta. NFI saa arvoja väliltä [0,1]. Riittävänä mallina vertailuindeksien mielessä voidaan Bentlerin ja Bonnettin mukaan pitää mallia, jossa indeksien arvo on suurempi kuin 0.9 (Leskinen 1987). Kaplanin (2000) mukaan taas indeksien pitäisi ylittää raja-arvo 0.95, jotta mallia voitaisiin pitää riittävänä.

Vertailuindeksi TLI (Tucker Lewis Index) hyödyntää normeerattua sopivuusindeksiä NFI (Kaplan 2000). Se saadaan kaavasta

$$TLI = \frac{\chi_0^2 / df_0 - \chi_1^2 / df_1}{(\chi_0^2 / df_0) - 1}$$

(Hu & Bentler 1999), missä  $\chi_0^2$  ja  $df_0$  saadaan mallista, jolle ei oleteta mitään kovarianssirakennetta, sekä  $\chi_1^2$  ja  $df_1$  saadaan mallista, jolla on haluttu kovarianssirakenne.

TLI voi saada arvoja alueen [0,1] ulkopuolelta, mutta raja-arvot mallien sopivuutta ajatellen ovat samat kuin NFI:n tapauksessa. Pienillä otoksilla ( $N < 100$ ) TLI saa liian pieniä arvoja, jolloin hyväksyttäväkin malli tulisi sen perusteella hylätä (Yu 2002).

Vähentääkseen TLI:hin liittyviä ongelmia Bentler (Hu & Bentler 1999) kehitti uuden vertailuindeksin CFI (Comparative Fit Index), jonka eduiksi TLI:iin nähden voidaan laskea sen arvoalue välillä [0,1] sekä pienempi vaihtelu eri otoksilla.

$$CFI = 1 - \frac{\max [(\chi_1^2 - df_1), 0]}{\max [(\chi_1^2 - df_1), (\chi_0^2 - df_0), 0]}$$

missä  $\chi_1^2$  ja  $df_1$  on laskettu hypoteettisesta mallista, jolla on haluttu kovarianssirakenne ja  $\chi_0^2$  ja  $df_0$  mallista, joka ei sisällä kovarianssirakennetta.

### 5.4.2 Muuttujakohtaiset tarkastelut

Muuttujakohtaisesti mallia voidaan arvioida  $R^2$ -arvojen (Squared Multiple Correlation) avulla. Jokaiselle havaitulle y-muuttujalle lasketaan muuttujakohtainen  $R^2$ -arvo seuraavasti:

$$R_i^2 = 1 - \frac{\text{var}(\delta_i)}{\hat{\sigma}_{ii}}$$

missä  $\text{var}(\delta_i)$  on muuttujaan liittyvä jäännösvarianssi ja  $\hat{\sigma}_{ii}$  estimoidun mallin muuttujaan liittyvä jäännösvarianssi.  $R_i^2$  saa sitä suuremman arvon, mitä pienempi muuttujan jäännösvarianssi on suhteessa mallin antamaan varianssiin. Käytännössä  $R_i^2$ -arvo kertoo, kuinka hyvin muuttuja toimii mallissa.  $R^2$  saa arvoja väliltä  $[0,1]$ . Korkea indeksin arvo kertoo muuttujan hyvästä sopivuudesta malliin. Jos muuttujan saama  $R^2$ -arvo on kovin matala, sen käyttöä mallissa on syytä arvioida uudelleen.

### 5.4.3 Parametrikohdaiset tarkastelut

Estimoitujen parametrien nollasta eroavuutta tutkitaan keskivirheiden ja t-arvojen avulla. Kiinnitettyjen parametrien vaikutusta voidaan arvioida modifikaatioindeksejä hyväksi käyttäen, jos malli on muutoin todettu riittämättömäksi. Mallin parametreille on löydettävä sisällöllisesti järkevät tulkinnat. Muussa tapauksessa mallin käyttö on vähintäänkin kyseenalaista.

Tilastollisesti kelvollisessa mallissa parametrien keskivirheiden tulee olla positiivisia. Tilastollisesti merkitsevänä parametria voidaan pitää, jos sen  $|t\text{-arvo}| > 2$ . Muutoin parametri tulkitaan nolaksi. T-arvo saadaan jakamalla parametrin arvo sen keskivirheellä.

$$t = \text{parametrin arvo} / \text{keskivirhe.}$$

Lisäksi muuttujien välisten korrelaatioiden on rajoituttava välille  $[-1,1]$ .

Modifikaatioindeksejä käytetään parannettaessa mallia kiinnitettyjen parametrien osalta. Indeksiksi kertoo, kuinka paljon  $\chi^2$ -arvo laskee, jos kyseinen parametri vapautetaan. Vapautettaessa parametreja kuitenkin menetetään yksi vapausaste. Mallin muokkaamisen on aina perustuttava teoreettisiin lähtökohtiin, eikä sen muokkaaminen pelkästään modifikaatioindeksien perusteella ole järkevää.

#### **5.4.4 Havaintokohtaiset tarkastelut**

Estimoidun mallin sopivuutta aineistoon voidaan tutkia havaintokohtaisesti, mikä tarkoittaa otoskovarianssien ja -varianssien vertaamista estimoidun mallin vastaaviin estimaatteihin. Jäännösmatriisin alkioita tutkimalla voidaan saada selville, mihin osaan aineistoa malli ei sovi. Jäännösvarianssit ja -kovarianssit normalisoidaan, jotta niitä voidaan vertailla. Itseisarvoltaan kahta suuremmat normalisoitujen jäännösten arvot ajatellaan tilastollisesti merkitseviksi. Jos mallissa on tällaisia jäännöksiä, tulkitaan malli niiltä osin riittämättömäksi ja muokataan sitä vastaamaan paremmin näitä yhteyksiä. Suurissa malleissa voidaan jättää huomiotta joidenkin jäännösten tilastollinen merkitsevyys, jos mallin voidaan kuitenkin kokonaisuudessaan tulkita kuvaavan aineistoa.

## 6 Mallin tulokset

Rakenneyhtälömallin konstruoinnissa edettiin siten, että ensin muodostettiin latenttien muuttujien mittamalli eli faktorimalli. Tämän jälkeen mittamallin pohjalta muodostettiin latenttien muuttujien rakennemalli. Mittamallin latentteihin muuttujiin liittyvät standardoidut faktorilataukset havaituilta muuttujilta sekä niihin liittyvät t-arvot on esitetty taulukossa 6.1. T-arvojen perusteella nähdään, että kaikki lataukset ovat tilastollisesti merkitseviä. Mittamallin muodostamisessa käytettiin suurimman uskottavuuden estimointimenetelmää, joka olettaa kaikki muuttujat jatkuviksi ja normaalijakautuneiksi.

**Taulukko 6.1.** Mittamallin standardoidut faktorilataukset t-arvoineen.

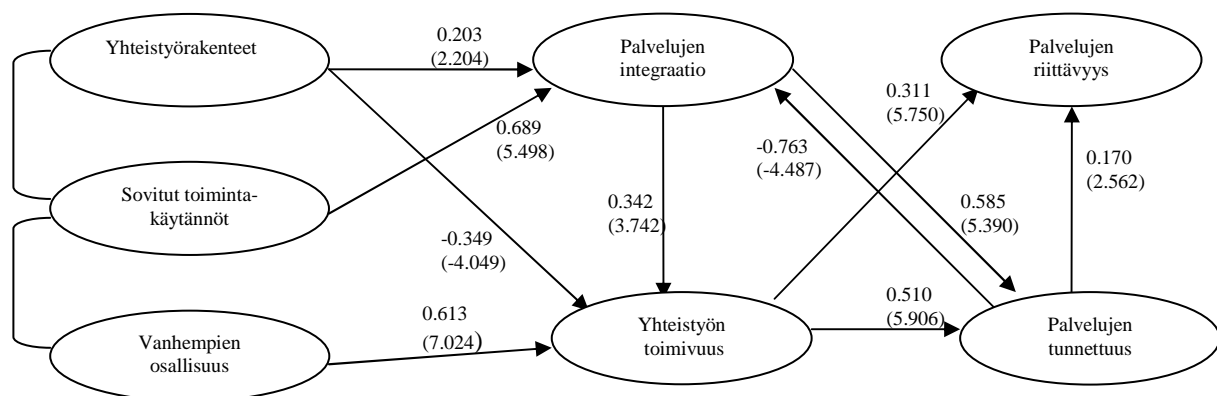
<i>Faktori</i>	<i>Indikaattorimuuttuja</i>	<i>Standardoitu ratkaisu (suluisissa t-arvo)</i>
Yhteistyörakenteet	toimialan sisällä	0.741 (19.072)
	toimialojen välillä	0.894 (23.864)
	kuntien välillä	0.574 (13.344)
Sovitut toimintakäytännöt	toimialan sisällä	0.449 (8.080)
	toimialojen välillä	0.710 (16.888)
	seutukunnassa	0.758 (18.899)
	kolmannen sektorin kanssa	0.650 (14.585)
	yksityisen sektorin kanssa	0.553 (10.748)
Vanhempien	osallisuus	0.593 (5.180)
	vaikuttamismahdollisuudet	0.424 (4.699)

Arvioitaessa mittamallin sopivuutta aineistoon saadaan  $\chi^2$ -testisuurelle arvo 37.8 vapausasteilla 27, mikä vastaa p-arvoa 0.08 ja viittaa näin mallin hyväksymiseen. Yhteensopivuutta testaava RMSEA=0.035 osoittaa mallin sopivan aineistoon hyvin. Mallin hyvästä sopivuudesta kertovat myös yhteensopivuusindeksit CFI = 0.99 ja TLI = 0.98.

Mallissa kaikki muuttujat oletetaan lähtökohtaisesti toisistaan riippumattomiksi. Kuitenkaan käytännöllisesti katsoen ei voida ajatella, että esimerkiksi yhteistyörakenteet ja sovitut toimintakäytännöt toimialan sisällä olisivat keskenään riippumattomia. Tästä johtuen mallissa vapautettiin mittamallin taustalla olevien indikaattorimuuttujien korrelaatiot, jotka vastasivat toimialan sisäisiä, toimialojen välisiä sekä kuntien välisiä ja seutukunnallisia yhteistyörakenteita ja sovittuja toimintakäytäntöjä. Aineiston perusteella oli nähtävissä myös selkeät korre-

laatiot vastaajan oman toimialan ja muiden toimialojen välillä sekä kolmannen ja yksityisen sektorin kanssa sovitujen toimintakäytäntöjen määrässä.

Saatujen latenttien muuttujien pohjalle muodostettiin rakennemalli vastaamaan asetettuja hypoteeseja. Rakennemalli on esitetty kuviossa 6.1. Endogeeniset eli selitettävät latentit muuttujat mallissa muodostuvat yhden havaitun muuttujan pohjalta, joten niihin liittyvät lataukset on kiinnitetty 1:ksi.



$$\chi^2(df=34) = 55.71, RMSEA = 0.04, WRMR = 0.66, CFI = 0.94, TLI = 0.96$$

**Kuvio 6.1.** Estimoidun rakennemallin viiden prosentin riskitasolla merkitsevät standardoidut parametrien estimaatit t-arvoineen.

Rakennemalli konstruointiin tässä tutkielmassa esitettyyn jatkuvien ja järjestysasteikollisten muuttujien yhtäaikaiseen käyttöön pohjautuvaan teoriaan nojaten. Estimoinnissa menetelmänä käytettiin robustia painotetun pienimmän neliösumman menetelmää, jota on esitelty tarkemmin alaluvussa 5.3.5.

Koko mallin arvioinnissa päästiin hyvään sopivuuteen, jossa aineistosta laskettua kovarianssimatriisia pystyttiin mallintamaan tuntemattomien parametrien avulla.  $\chi^2$ -testin perusteella malli ei ole riittävä, mutta suurella otoksella (N=327) testin tiedetään hylkäävän mallin merkityksettömän eroavuuden takia. Joidenkin muuttujien toimivuus mallissa jäi  $R^2$ -arvon perusteella heikoksi. Näin suuressa mallissa tämä voidaan kuitenkin jättää ilman suurempaa huomiota yksittäisten muuttujien tapauksessa.



Malli vastaa sisällölliseltä tulkinnaltaan aiemman tiedon pohjalta muodostettua mallia. Sen mukaan palvelujen integraatio edellyttää tiettyjä yhteistyörakenteita ja sovittuja toimintakäytäntöjä eri toimijoiden välillä. Palvelujen integraatio edeltää yhteistyön toimivuutta. Yhteistyörakenteiden negatiivinen kerroin yhteistyön toimivuuteen nähden vastaa aiemmin esitettyä ajatusta siitä, että yhteistyörakenteiden olemassaolo ei tee toimijoiden välistä yhteistyötä toimivaksi. Kuitenkin palvelujen integraation edellytyksenä sillä on epäsuoraa vaikutusta yhteistyön toimivuuteen. Vanhempien osallisuudella on suora vaikutus yhteistyön toimivuuteen eri toimijoiden välillä. Voidaankin ajatella, että integroituneet palvelut yhdessä vanhempien osallisuuden kanssa saavat aikaan toimivaa yhteistyötä.

Palvelujen integraatiolla ei ole suoraa vaikutusta palvelujen riittävyteen. Kuitenkin vaikutusta on yhteistyön toimivuuden ja palvelujen tunnettuuden kautta. Palvelujen integraatio saa aikaan toimivaa yhteistyötä, mikä jo itsessään parantaa palvelujen riittävyttä. Lisäksi toimiva yhteistyö vaikuttaa siten, että palvelut ovat tunnettuja, mikä omalta osaltaan vaikuttaa positiivisesti palvelujen riittävyteen. Vastakkaiset yhteydet palvelujen integraation ja palvelujen tunnettuuden välillä tulkitaan siten, että palvelujen integraatio edistää palvelujen tunnettuutta. Kuitenkaan palvelujen tunnettuus ei vaikuta positiivisesti palvelujen integraatioon. Palvelujen tunnettuuden negatiivinen vaikutus integraatioon saa mielekkään tulkinnan ajattelemalla pieniä kuntia, joissa palvelut tunnetaan hyvin eikä järjestetyille integraatiolle ole tarvetta.

Rakennemallissa vapautettiin yhteistyörakenteiden ja sovittujen toimintakäytäntöjen sekä sovittujen toimintakäytäntöjen ja vanhempien osallisuuden väliset korrelaatiot. On järkevää ajatella, että erilaisilla toiminnallisilla yhteistyörakenteilla ja eri toimijoiden välisillä yhteistoimintaan liittyvillä sopimuksilla on olemassa voimakas yhteys. Sovituilla toimintakäytännöillä on myös yhteyttä vanhempien osallisuuden kanssa, mutta merkittävää yhteyttä toiminnallisiin yhteistyörakenteisiin ja käytäntöihin niillä ei ole. Laajempi malliin tuloksiin liittyvään pohdinta on esitetty tutkielmaan sisältyvässä artikkelissa.

## 7 Yhteenveto ja kiitokset

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli konstruoida rakenteellinen malli kuvaamaan lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjä. Mallin kehittämisen tilastollisena haasteena oli sekä jatkuvia että järjestysasteikollisia muuttujia sisältävä aineisto. Käsitteellisten kokonaisuuksien kanssa operoiminen asetti myös omat vaatimuksensa menetelmälle. Näistä lähtökohdista rakenneyhtälömallinnuksen nähtiin sopivan tilanteeseen. Rakenneyhtälömallinnuksen yleisen teorian soveltumattomuus järjestysasteikollisille muuttujille tarjosi selkeän kohteen tutkielman menetelmällisenä haasteena.

Tässä tutkielmassa keskeistä on ollut järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön liittyvän metodologisen taustan esittelemine ja sen soveltaminen esiteltyyn aineistoon. Vaikka rakenneyhtälömallinnusta on sovellustieteissä käytetty jo pitkään, ei järjestysasteikollisten muuttujien käyttöön ollut tarjolla suomenkielistä kirjallisuutta. Kaikkiaan rakenneyhtälömallinnusta käsittelevä kirjallisuus jakautui vahvasti käytettävän tilastollisen ohjelmiston mukaan. Tutkielman kirjoittamisessa haasteellista oli koostaa varsin monimuotoisista lähteistä tiivis kokonaisuus, missä yksityiskohtien esittelemine ei ollut mahdollista. Kirjallisuus jakautui monelta osin kahtia siten että osa oli tutkielman kannalta liian yksityiskohtaista ja osa taas liian yleistävää. Yleisesti rakenneyhtälömalleja käsittelevä kirjallisuus oli usein soveltumatonta järjestysasteikollisille muuttujille, tai aiheeseen viitattiin hyvin lyhyesti. Sovelluksellisemmissä lähteissä järjestysasteikollisiin muuttujiin liittyvä teoria ei ollut tilastollisessa mielessä riittävää. Toisaalta taas joissakin teksteissä keskityttiin yksittäisiin erityistapauksiin tai esiteltiin tutkielman mielessä liian laajasti laskennallista teoriaa.

Järjestysasteikollisten muuttujien luonteen huomioiminen kynnsarvomallia käyttäen ja sen vaikutukset mallin tuloksiin ovat ylipäätään varsin hajanaisesti tutkittuja. Kirjallisuudessa esitellyt tutkimukset muun muassa sopivuusmittarien käytöstä mallin arvioinnissa sekä niille asetettavat raja-arvot erilaisten muuttujien ja otosten tilanteissa olivat paikoin ristiriitaisia. Asiasta kiinnostuneelle suosittelisin paikoin perusteellisenakin yleistöksena Bollenin (1989)

kirjaa. Sen esitystapa oli tilastollisesti kattava mutta kuitenkin soveltajan kannalta ymmärrettävä.

Metodologisen taustan pohjalta mallin konstruointi Mplus 6.1 -ohjelmalla oli teknisesti helppoa. Tutkimukseen ja aineistoon sopivat menetelmät sekä niiden käyttö olivat valikoituneet jo ennen mallin konstruointia eivätkä siten aiheuttaneet ongelmia. Ohjelman saatavuusongelmista johtuen tutkielmassa edettiin siten, että metodologinen pohja oli suurelta osin muotoutunut ennen kuin sitä voitiin soveltaa aineistoon. Mallinnukseen liittyvien vaihtoehtojen ymmärtäminen olisi luultavasti ollut helpompaa, jos teoreettista ja soveltavaa osuutta olisi voinut pitempään tehdä rinnakkain.

Mallin antamia empiirisiä tuloksia ja niiden tulkintaa käsitellään tarkemmin artikkelissa. Kuitenkin mallinnuksen voidaan sanoa onnistuneen yllättävänkin hyvin, kun ajatellaan lapsiperhepalveluihin liittyvien teoreettisten lähtökohtien hajanaisuutta. Mallin antamat tulokset palvelujen integraation edellyttämistä yhteistyötä koskevista rakenteista sekä näiden vaikutuksesta yhteistyön toimivuuteen vahvistivat aiempaa käsitystä. Mallin tulokset vahvistavat myös ajatusta vanhempien osallisuuden merkityksestä rakennettaessa toimivaa yhteistyötä eri palvelun tuottajien välillä. Palvelujen integraation yhteistyön toimivuuden kautta kulkeva vaikutus palvelujen riittävyyteen vastaa tulkinnallisesti käsitystä palvelujen riittävyyden edellytyksistä.

Rakenneyhtälömallien käyttö on melko riskialtista, jos taustalla olevat hypoteesit eivät ole riittävän selkeitä ja perusteltuja. Analyysin perustuessa yksittäisten havaintojen sijasta aineistosta laskettavaan kovarianssimatriisiin on virheellisen tulkinnan riski aina olemassa. Tässä tutkielmassa ovat lapsiperhepalveluihin liittyvästä teoreettisesta ja kokemuksellisesta osaamisesta vastanneet Nina Halme ja Marja-Leena Perälä, joita ilman tällaisen tutkimuksen tekeminen ei olisi ollut mahdollista. Heidän osaamisensa tarjosi tutkimukselle selkärangan, jota tarvittiin muun muassa mallin rakentamisessa ja tulosten tulkinnassa. Tutkielman kirjoittajan vastuulla on ollut metodologisen kokonaisuuden hahmottaminen, aineiston muokkaaminen analysoitavaan muotoon sekä mallin konstruointi ja arvioiminen. Mallia on kehitetty yhteistyössä samoin kuin on muodostettu tulkintaa mallin antamista tuloksista. Tapio Nummi on

pro gradu -tutkielman ohjaajan roolissa antanut selkeiden ohjeiden ja palautteen lisäksi tilastollista näkökulmaa rakenneyhtälömallinnukseen sekä sen mahdollisuuksien ja uhkien ymmärtämiseen.

Tässä tutkielmassa tutkittiin lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjä kuntien lapsiperhepalveluista vastaavien toimialajohtajien näkökulmasta. Jatkossa on mielenkiintoista verrata tässä tutkimuksessa saatuja tuloksia palvelujen antajilta eli työntekijöiltä sekä lapsiperheiltä saatuihin aineistoihin. Millaista on yhteistyörakenteiden merkitys ja toimivuus käytännön työntekijän näkökulmasta? Mitkä asiat perheet kokevat merkityksellisiksi liittyen palveluihin ja niiden riittävyteen? Jatkotavoitteena on, että näiden mallinnusten tekemisen ja tulosten vertailemisen avulla muodostetaan kokonaiskuvaa lapsiperhepalvelujen nykytilasta sekä luodaan ohjeistusta niiden kehittämiseksi.

Mallin metodologinen anti on sovellustieteestä riippumatta sovellettavissa tutkimustilanteisiin, joissa kohdataan aineiston suunnalta vastaavia haasteita. Suunnitelmissa on kehittää tulevaisuudessa tutkielman metodologinen osuus tieteelliseksi julkaisuksi.

Lopuksi haluan kiittää Terveiden ja hyvinvoinnin laitokselta Nina Halmetta ja Marja-Leena Perälää tutkielman tekemisen mahdollisuudesta sekä kaikesta siitä kannustuksesta ja ohjauksesta, jota olen työtä tehdessäni saanut. Tapio Nummelle haluan antaa kiitokset tutkielman kirjoittamiseen liittyvien kommenttien ja palautteen lisäksi johdattamisesta rakenneyhtälömallinnukseen. Viimeisenä kiitokset miehelleni Markulle sekä tyttärilleni, jotka ovat antaneet näkökulmaa ja mielenkiintoa lapsiperhepalveluihin sekä tuoneet valtavasti iloa työn keskelle.

## Lähdeluettelo

Bentler, P. M. & Bonnett D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, Vol. 88, No 3, 588-606.

Bollen, K. A. (1989). Structural equations with latent variables. New York: Wiley

Flora, D. & Curran, P. (2004). An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis With Ordinal Data. *Psychological Methods*, 2004, Vol. 9, No 4, 466-491.

Hancock, G. R. & Mueller, R. O. (2006). Structural equation modeling: a second course. USA: Information Age Publishing, Inc

Hu, L. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.

Jöreskog, K. G. (2002). Structural Equation Modeling With Ordinal Variables using LISREL. (Revised 10 February 2005). Available from Internet:  
<http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>

Kaplan, D. (2000). Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions, Thousand Oaks: Sage Publications, Inc.

Leskinen, E. (1987). Faktorianalyysi. Konfirmatoristen faktorimallien teoria ja rakentaminen. Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julkaisuja 1/1987.

Muthén, B. (1983). Latent variable structural equation modeling with categorical data. *Journal of Econometrics*, 22, 48-65.

————— (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49, 115-132.

Muthén, B., du Toit, S.H.C., & Spisic, D. (1997). Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. Unpublished technical report.

Muthén, B. & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189

Muthén, L. & Muthén, B. (1998–2001). Mplus user's guide. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén

Nummenmaa, T., Konttinen, R., Kuusinen, J. ja Leskinen, E. (1996). Tutkimusaineiston analyysi. Porvoo: WSOY

Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, Vol. 44, No 4, 443 - 460.

Olsson, U., Drasgow, F. & Dorans, N. J. (1982). The polyserial correlation coefficient. *Psychometrika*, 1982, Vol. 47, No 3, 337-347.

Perälä, M.-L., Halme, N. & Hammar, T. (2010). Hajanaisia palveluja vai toimiva palvelukonaisuus? LapsITYY -tutkimuksen tuloksia lasten ja perheiden palvelujen nykytilasta terveys-, sosiaali- ja opetustoimessa. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos.

Rigdon, E. E. & Ferguson, C. E. (1991). The Performance of the Polychoric Correlation Coefficient and Selected Fitting Functions in Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data. *Journal of Marketing Research*, Vol. 28, 491-497.

Yu, C.-Y. (2002). Evaluating Cutoff Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes. University of California, Los Angeles. Available from Internet: <http://www.statmodel.com/download/Yudissertation.pdf>.

**Liite: Lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamista  
kuvaavan rakenneyhtälömallin kehittäminen ja arviointi –  
artikkeli Sosiaalilääketieteelliseen aikakauslehteen**

Johanna Joensuu, FM -opiskelija  
Matematiikan ja tilastotieteen laitos  
33014 Tampereen yliopisto  
johanna.joensuu@uta.fi

Nina Halme, TtT, erikoistutkija  
Terveyden ja hyvinvoinnin laitos  
PL 30, 00271 Helsinki  
nina.halme@thl.fi

Tapio Nummi, FT, Dos., Professori  
Terveystieteen laitos  
33014 Tampereen yliopisto  
tapio.nummi@uta.fi

Marja-Leena Perälä, THT, Dos., Tutkimusprofessori  
Terveyden ja hyvinvoinnin laitos  
PL 30, 00271 Helsinki  
marja-leena.perala@thl.fi

*Yhteyshenkilö:*

Nina Halme  
Terveyden ja hyvinvoinnin laitos  
PL 30, 00271 Helsinki  
p. 040 480 3595  
[nina.halme@thl.fi](mailto:nina.halme@thl.fi)

# Lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamista kuvaavan rakenneyhtälömallin kehittäminen ja arviointi

## Tiivistelmä

Tutkimuksessa kehitettiin ja arvioitiin rakenneyhtälömalli, joka kuvaa lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamista kunnissa. Tarkoituksena oli arvioida millaisia yhteyksiä lasten ja perheiden palveluihin liittyvillä yhteistyörakenteilla, sovitulla toimintakäytännöllä, palvelujen saatavuudella ja vanhempien osallisuudella oli palvelujen yhteensovittamiseen, lasten ja perheiden palveluissa toimivien eri tahojen väliseen yhteistyöhön sekä kuntien palvelujen tuntemiseen ja niiden riittävyyteen.

Aineisto kerättiin strukturoidulla kyselyllä kuntien lapsiperhepalveluista vastaavilta sosiaali-, terveys- ja opetustoimen johtajilta (N = 327). Analysoinnissa käytettiin kovarianssirakennemalleihin perustuvaa rakenneyhtälömallinnusta.

Tulosten mukaan palvelujen yhteensovittaminen edellyttää yhteistyötä tukevia rakenteita sekä eri tahojen välillä sovittuja toiminta- ja menettelytapoja. Integroidut palvelut ja toimiva yhteistyö näyttäisivät edistävän palvelujen tuntemista sekä viimekädessä kokemusta palvelujen riittävyydestä.



## Teoreettiset lähtökohdat

Lasten ja lapsiperheiden terveyttä ja hyvinvointia edistävä työ on monialaista, minkä vuoksi niiden saaminen eheäksi toiminnalliseksi kokonaisuudeksi yli sektori- ja aluerajojen on haaste kunnille. Eri palvelujen antajien toimintakäytäntöjen yhtenäistäminen ja yhteistyö ovat edellytyksiä sille, että lasten ja perheiden syrjäytymisen ehkäisyssä, pulmien varhaisessa tunnistamisessa ja tuen oikea-aikaisessa ajoittamisessa käytetyillä toimenpiteillä on vaikuttavuutta.

Lapsiperhepalveluita tuotetaan kunnissa monilla eri toimialoilla, jotka useimmiten toimivat hallinnollisesti erillään. Näitä on terveydenhuolto (äitiys- ja lastenneuvolat, muu terveystoimi, erikoissairaanhoido), sosiaalitoimi (päivähoito, sosiaalitoimisto, kasvatus- ja perheneuvolat ynnä muut erityispalvelut), esiopetus sosiaali- tai opetustoimessa, opetustoimi, kulttuuri- ja liikuntatoimi sekä kolmas (esim. järjestöt ja seurakunnat) ja yksityinen sektori.

Tässä tutkimuksessa palvelujen yhteensovittamisella tarkoitetaan palveluja yhteen sovittavia rakenteita ja prosessia sekä niitä palveluja antavien tahojen toimenpiteitä, joilla yhteisistä tavoitteista, menettelyistä, palveluista ja vastuista sovitaan lapsen ja perheen palvelukokonaisuudessa perhelähtöisesti. Vaikka eri tahojen toimintalogiikka saattaa olla erilainen, yhteisyys löytyy lapsen ja perheen tarpeista sekä tavoitteista, jotka eivät ole sektorikohtaisia. (Perälä ja Hammar 2003, Perälä ym. 2010.)

Palvelujen yhteensovittamista voidaan tehdä makro-, meso- ja mikrotasolla. Makrotasolla palvelujen yhteensovittamista on ohjattu usein formaaleilla kansallisen tason toimenpiteillä, kuten lainsäädännöllä ja asetuksilla. Sosiaali- ja terveydenhuollon lainsäädäntö (esimerkiksi kansanterveyslaki 66/ 1972, eduskunnan käsiteltävänä oleva uusi terveydenhuoltolaki ja lastensuojelulaki 417/ 2007) velvoittaa palvelujen antajia yhteistyöhön. Mesotasolla ratkaisuja palvelujen yhteensovittamiseen voidaan hakea organisaatioiden hallinnollisilla yhdistymisillä ja mikrotasolla informaaleilla keskinäisillä sopimuksilla ja yhteistyöllä. Eri tasojen integraatiot ovat usein sisäkkäisiä, mutta mesotason hallinnollinen yhdistäminen ei takaa sitä, että perhetason toiminnat sovitetaan yhteen aiotulla tavalla ilman aktiivisia mikrotason toimenpiteitä. Mikään hallinnollinen yhdistäminen ei voi poistaa kaikkia rajapintoja, vaan niitä muodostuu aina kaikissa palveluissa. Siksi tarvitaan myös yhteinen näkemys siitä, kuinka

yhteistyötä voidaan tehdä entistä paremmin rajapintojen yli ja sopia vastuista ja käytännöistä perhenäkökulmasta palvelukokonaisuudessa. (Perälä ym. 2003, Perälä ja Hammar 2003, Perälä ym. 2010.)

Tutkimukset osoittavat, että lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittaminen ei vielä kaikissa kunnissa toteudu tarkoituksenmukaisella tavalla ja tarve palvelujen yhteen sovittavien rakenteiden ja toimintatapojen kehittämiseen on ilmeinen (Halme ym. 2010, Perälä ym. 2010). Tämä on merkittävää, sillä palveluja yhteen sovittavilla toimintatavoilla on todettu olevan myönteisiä vaikutuksia lapsen kasvuun ja kehitykseen, vanhempana toimimiseen, työntekijöiden valmiuksiin muun muassa perheiden kohtaamisessa ja kumppanuustyöskentelyssä sekä palvelujen jatkuvuuteen ja laatuun (mukaan lukien palvelujen tunteminen ja niiden riittävyys) (Halme ym. 2010).

Palveluja yhteen sovittavat rakenteet ja sovitut toimintakäytännöt liittyvät siis kiinteästi toisiinsa ja ovat edellytyksenä palvelujen integraatiolle. Keskeisiä ominaisuuksia palveluja yhteen sovittavissa rakenteissa ja käytännöissä ovat tietoisuus toisten tuottamista palveluista, lasten ja perheiden palvelujen yhteinen suunnittelu ja tavoitteen asettelu, lasten palveluissa toimivien eri tahojen sitoutuminen, moniammatillisuus sekä palvelujen kokoaminen yhteen toiminnalliseksi kokonaisuudeksi. Oleellista on eri toimijoiden sopiminen muun muassa keskeisistä tiedottamisen sisällöistä, tavoitteista ja menetelmistä sekä keskinäisistä yhteistyökäytännöistä ja toimintaperiaatteista. Toiminnan tulisi perustua ennakoivan toiminnan suunnitteluun ja tiedon viiveettömään kulkuun yli organisaatorajojen. (Axelsson ja Axelsson 2006, Horwath ja Morrison 2007, Veil ja Hebert 2008.)

Palvelujen integraatio luo edellytykset eri tahojen väliselle toimivalle yhteistyölle. Yhteistyön toimivuudella tarkoitetaan tässä tutkimuksessa käytäntöjä, työtapoja ja – menetelmiä, joista on sovittu yhdessä avoimessa vuorovaikutuksessa. (Hook 2006, Horwath ja Morrison 2007.)

Tulevaisuudessa myös lasten ja perheiden osallisuus palveluissa tulee korostumaan (Picker Institute 2004). Perheillä on käytettävissään enemmän tietoa ja odotukset palveluita kohtaan ovat kasvaneet voimakkaasti (Coulter ja Magee 2003). Myös lasten ja vanhempien asema palvelujen käyttäjinä ja asiakkaina on muuttunut. Vanhemmat eivät enää tyydy passiiviseen hoidon tai palvelun vastaanottajan rooliin, vaan perheillä on suurempi mahdollisuus

tehdä valintoja ja osallistua päätöksentekoon. (Hook 2006.) Palvelujen tavoitteena on silloin tarjota perheille riittävästi tietoa, tukea ja vaihtoehtoja päätöksenteon tueksi. Tämä edellyttää perheen arvojen ja tarpeiden kunnioittamista, palvelujen välistä saumatonta yhteistyötä ja palvelujen yhdistämistä perheen kannalta mielekkääksi kokonaisuudeksi, sujuvaa tiedonkulkua, palvelujen uudelleen suunnittelua sekä ennen kaikkea perheen tuen tarpeen huomioimista uudella tavalla (Picker Institute 2004). Lähtökohtana on tällöin perheiden osallisuuden vahvistaminen, joka toteutuu kiinteässä yhteistyössä eri toimijoiden välillä. (Sirviö 2006, Rantanen ym. 2010.)

### **Kuvio 1. Hypoteettinen struktuurimalli, jonka pohjalta rakenneyhtälömalli muodostettiin**

Vaikuttavien lasten ja perheiden hyvinvointia ja terveyttä edistävien interventioiden oikea kohdentaminen ja toteuttaminen edellyttävät kokonaiskuvan saamista palvelujen yhteensovittamisesta ja siihen yhteydessä olevista tekijöistä. Palvelujen ja niiden järjestämisen monialaisuuden vuoksi on lasten palvelujen yhteensovittamiseen liittyvää tutkimustietoa toistaiseksi ollut vain vähän. Tämä tutkimus on ensimmäinen yritys mallintaa sekä teoreettisesti että empiiriseen aineistoon perustuen lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamiseen liittyviä osa-alueita ja niiden välisiä suhteita.

## **Tutkimuksen tarkoitus, tavoite ja tutkimushypoteesit**

Tutkimuksessa kehitettiin ja arvioitiin lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamista kuvaavan rakenneyhtälömallin toimivuutta. Tarkoituksena oli arvioida millaisia yhteyksiä yhteistyörakenteilla, sovituilla toimintakäytännöillä, palvelujen saatavuudella ja vanhempien osallisuudella oli palvelujen yhteensovittamiseen (integraatioon). Mielenkiinnon kohteena oli myös lasten ja perheiden palvelujen integraation, lasten ja perheiden palveluissa toimivien eri toimijoiden välisen yhteistyön sekä kuntien ja toimialojen palvelujen tuntemisen ja niiden

riittävyden väliset yhteydet. Tavoitteena oli tuottaa uutta tietoa lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamisesta kunnissa, jota voidaan hyödyntää palvelujen johtamisessa, kehittämisessä ja tutkimuksessa.

Tutkimushypoteesit olivat:

H<sub>01</sub>:  $\gamma_{11} = 0$

H<sub>11</sub>:  $\gamma_{11} \neq 0$  Yhteistyörakenteet ovat edellytyksenä lasten ja perheiden palvelujen integraatiolle

H<sub>02</sub>:  $\gamma_{21} = 0$

H<sub>12</sub>:  $\gamma_{21} \neq 0$  Sovitut toimintakäytännöt ovat edellytyksenä palvelujen yhteensovittamiselle toimialoilla ja kunnissa

H<sub>03</sub>:  $\gamma_{31} = 0$

H<sub>13</sub>:  $\gamma_{31} \neq 0$  Vanhempien osallisuus edistää lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamista

H<sub>04</sub>:  $\beta_{12} = 0$

H<sub>14</sub>:  $\beta_{12} \neq 0$  Palvelujen integraatio edistää lasten ja perheiden palveluissa toimivien eri tahojen välisen yhteistyön toimivuutta

H<sub>05</sub>:  $\beta_{14} = 0$

H<sub>15</sub>:  $\beta_{14} \neq 0$  Lasten ja perheiden palvelujen integraatio tukee palvelujen riittävyyttä

H<sub>06</sub>:  $\beta_{13} = 0$

H<sub>16</sub>:  $\beta_{13} \neq 0$  Palvelujen integraatio edistää lasten ja perheiden palvelujen tuntemista toimialoilla ja kunnissa

H<sub>07</sub>:  $\beta_{23} = 0$

H<sub>17</sub>:  $\beta_{23} \neq 0$  Lasten ja perheiden palveluissa toimivien eri tahojen välisen yhteistyön toimivuus edistää palvelujen tuntemista toimialoilla ja kunnissa

H<sub>08</sub>:  $\gamma_{32} = 0$

H<sub>18</sub>:  $\gamma_{32} \neq 0$  Vanhempien osallisuus on yhteydessä lasten ja perheiden palveluissa toimivien eri tahojen väliseen yhteistyöhön

H<sub>09</sub>:  $\beta_{24} = 0$

H<sub>19</sub>:  $\beta_{24} \neq 0$  Toimiva yhteistyö lasten ja perheiden palveluissa toimivien tahojen välillä vahvistaa palvelujen riittävyyttä

H<sub>010</sub>:  $\beta_{23} = 0$

H<sub>110</sub>:  $\beta_{23} \neq 0$  Lasten ja perheiden palvelujen tunteminen toimialalla ja kunnassa lisää kokemusta lapsiperhepalvelujen riittävyydestä

## Aineisto ja menetelmät

### *Mittarit ja niiden luotettavuus*

*Palvelujen integraation tasoa* arvioiva kysymys kehitettiin tätä tutkimusta varten. Kysymys sisältää viisi väittämää, joista vastaaja valitsee yhteistyötä parhaiten kuvaavan väittämän.

Väittämät perustuvat Anne Veilin ja Rejean Hebertin (2008) kehittämään integraation tasoa kuvaavaan luokitukseen ja sen pisteytykseen. Keskeiset väittämien sisällöt liittyvät toisten toimialojen vastuiden ja työn sisällön tuntemiseen, tiedonkulkuun, yhteiseen tavoitteen asetteluun, säännölliseen yhteistyöhön, moniammatillisten työryhmien olemassaoloon sekä palvelujen organisoimiseen toiminnallisena kokonaisuutena.

Toimialan sisäisiä sekä toimialojen ja kuntien välisiä *yhteistyörakenteita ja -käytäntöjä* arvioitiin tätä tutkimusta varten kehitetyn mittarin avulla. Mittarin avulla arvioidaan yhteistyörakenteita ja -käytäntöjä toimialojen sisällä sekä toimialojen ja kuntien välillä. Mittari sisältää 19 väittämää, jotka liittyvät toiminnan uudelleen organisointiin, voimavarojen kohdentamiseen yhteistyöhön, yhteisiin tietojärjestelmiin, kehittämishankkeisiin ja työryhmiin, vas-

tuuhenkilöiden nimeämiseen, kirjallisiin sopimuksiin sekä yhteisiin tapahtumiin ja koulutukseen. Väittämät ovat dikotomisista kyllä–ei -tyyppisiä.

*Yhteistyöstä ja yhteisistä toimintatavoista sopimista* arvioitiin myös tätä tukimusta varten kehitetyn mittarin avulla. Mittari sisältää seitsemän viisiportaista Likert -asteikollisia (täysin eri mieltä – täysin samaa mieltä) väittämää, joiden avulla arvioidaan yhteisistä tavoitteista sopimista, yhtenäisiä toimintakäytäntöjä, yhteistyöhön sitoutumista, perheiden näkökulmasta mielekkään palvelukokonaisuuden muodostumista, tiedonkulun toimivuutta, toiminnan yhteisestä seurannasta ja arvioinnista sopimista sekä yhteistyöstä saatua hyötyä. Yhteistyön toteutumista arvioitiin toimialan sisällä, toimialojen välillä (kunnassa), yhteistoiminta-alueella tai seutukunnallisesti sekä kolmannen sektorin ja yksityisten toimijoiden kanssa.

Toimialajohtajia pyydettiin arvioimaan, miten he kokivat *yhteistyön toimivan* eri palvelun antajien, päätöksentekijöiden ja ohjaavien tahojen kanssa. Mittari sisältää 14 lasten ja perheiden palveluita järjestävää eri yhteistyötahoa ja yhteistyön toimivuutta arvioidaan viisiportaisella Likert-asteikolla (erittäin huonosti – erittäin hyvin).

*Vanhempien osallisuuden* arvioimiseksi kehitettiin kaksi mittaria, joiden avulla on mahdollista arvioida 1) millaisten kanavien kautta vanhemmat voivat vaikuttaa lasten ja perheiden palvelujen suunnitteluun ja palveluista tehtäviin päätöksiin kunnissa sekä 2) kuinka paljon vanhemmat voivat vaikuttaa palveluihin, kuten siihen kuka työntekijä hoitaa lasta, mitä palveluita perheen on mahdollista käyttää, milloin palveluja tarjotaan, missä palveluja annetaan, sekä palvelutilanteen sisältöön. Ensimmäisen mittari sisältää yhdeksän ja toinen mittari viisi Likert-asteikollista väittämää.

Lasten ja perheiden *palvelujen riittävyttä* arvioitiin 32 Likert-asteikollisen (täysin riittämättömät – täysin riittävät) väittämän avulla. Väittämistä muodostettiin summamuuttuja, jonka avulla arvioitiin lapsille ja perheille suunnattujen keskeisten terveys-, sosiaali- ja opetuspalveluiden sekä muiden palvelujen riittävyttä.

*Lasten ja perheiden palvelujen tuntemista* arvioitiin kysymällä sitä, miten hyvin toimiala tuntee muiden toimialojen sekä yksityisten ja kolmannen sektorin (järjestöt, seurakunnat) lapsiperheille tarjoamia palveluja. Mittari sisälsi 11 Likert-asteikollista (erittäin huonosti – erittäin hyvin) väittämää.

Kaikkien analyysissä käytettyjen muuttujien asteikko asetettiin siten, että suurempi arvo vastasi suurempaa hyväksyntää tai parempaa tilaa. Samaan keskiarvomuuttujaan sisällytettyjen väittämien keskinäistä johdonmukaisuutta tutkittiin Cronbachin alpha -kertoimilla, joiden mukaan mittareita voitiin pitää hyvin reliabeleina. (Taulukko 1).

### **Taulukko 1. Summa- ja keskiarvomuuttujien sisäinen reliabiliteetti Cronbachin alpha -kertoimilla ilmaistuna sekä tunnuslukuja muuttujista**

#### *Aineisto*

Tutkimuksen toteuttamista varten saatiin Terveiden ja hyvinvoinnin laitoksen eettiseltä toimikunnalta puoltava lausunto §43/ 2009.

Tutkittavien perusjoukko muodostui kaikista vuoden 2009 kuntajaon mukaisten Suomen kuntien (poislukien Ahvenanmaan kunnat) sosiaali-, terveys- ja opetustoimialoista. Tutkimus toteutettiin kokonaistutkimuksena, jolloin strukturoitu kyselylomake lähetettiin postitse kaikkien 332 kunnan sosiaali-, terveys- ja opetustoimiin toukokuussa 2009. Lopulliseksi aineistoksi muodostui 327 tilastoyksikköä yhden uusintakyselyn jälkeen. Vastaajista 11 prosenttia kuului hallinnollisesti sosiaalitoimen, 12 prosenttia terveystoimen ja 39 prosenttia opetustoimen alaisuuteen. Yhdistetyn sosiaali- ja terveystoimen alaisuudessa toimivia oli 36 prosenttia. Loput kaksi prosenttia vastaajista kuului yhdistetyn sosiaali-, terveys- ja opetustoimen alaisuuteen. (Taulukko 2)

### **Taulukko 2. Vastaajien taustatiedot**

Kuntakohtainen vastausaktiivisuus oli 85 prosenttia. Tarkasteltaessa vastanneita ja vastaamattomia kuntia ei niiden välillä voitu havaita tilastollisesti merkitsevää eroa kunnan koon, palvelujen järjestämisen tavan (kuntayhtymä, isäntäkunta tms.) tai kunnan taloudellisen tilanteen mukaan. Koska kato ei osoittautunut systemaattiseksi, voitaneen aineistoa sinänsä pitää edustavana.

Aineiston riittävyys varmistettiin myös voimalaskelmin. Efektiin suuruudeksi määritettiin palvelujen integraatiota kuvaavan mittarin perusteella 0.5 pistettä. Efektin suuruus muunnettiin standardoituun, mitta-asteikosta riippumattomaan muotoon jakamalla em. termi keskihajonnalla, jolloin varsinaiseksi efektin suuruudeksi (ES) muodostui 0.6. Jacob Cohenin (1988) mukaan tämä tarkoittaa hieman keskinkertaista suurempaa efektiä. (Cohen 1988, Erdfelder ym. 1996, Faul ym. 2007.)

Tutkimukselle hyväksyttiin 95 prosentin merkitsevyytaso ( $\alpha = 0.05$ ) ja voimakkuudeksi yleisesti hyväksytty 80 prosenttia, mikä vastaa 20 prosentin todennäköisyyttä tyyppi II virheelle. Varsinainen voimakkuusanalyysin laskenta suoritettiin Edgas Erdfelderin ja kollegoiden (1996) kehittämällä A General Power Analysis (GPOWER) -ohjelmalla (Faul ym. 2007). Merkitsevyydesti määriteltiin kaksisuuntaiseksi. Mikäli 80 prosentin voimakkuus käytetyllä mittarilla halutaan saavuttaa, vaaditaan 95 prosentin merkitsevyytastolla aineiston kooksi 90 ryhmää kohden.

### *Rakenneyhtälömallinnus*

Rakenneyhtälömallinnus on tehokas ja monipuolinen analyysimenetelmä, jonka avulla voidaan tutkia asioiden välisiä suhteita ja niiden muodostamia rakenteita. Teoreettiset hypoteesit pyrittiin muotoilemaan niin selkeästi, että ne muodostivat rakenteellisen mallin. (Kuvio 1.) Kehitetyn teoreettisen mallin sopivuutta aineistoon tutkittiin vertaamalla testattavan mallin kovarianssirakennetta aineistosta laskettuun kovarianssimatriisiin. Tämä oletus näkyy yhtälössä

$$\Sigma = \Sigma(\theta) \quad (1),$$

missä  $\Sigma$  on havaittujen muuttujien kovarianssimatriisi ja  $\Sigma(\theta)$  vastaa hypoteettisen mallin kovarianssimatriisia  $\theta$ :n ollessa mallin tuntematon parametrivektori. Parametrivektori estimoitiin minimoimalla valittu objektifunktio, joka mittaa havaitun ja mallin tuottaman kovarianssimatriisin välistä eroa. (Bollen 1989).

Mallin identifioituvuus asetti omat rajansa mallin monimutkaisuudelle, sillä mallin parametrien täytyi olla ratkaistavissa yksikäsitteisesti. Identifioituvuuden määritelmän mukaan



”mallin yksittäinen parametri on identifioituva, jos se on ratkaistavissa kovarianssimatriisin  $\Sigma$  avulla. Jos mallin kaikki parametrit ovat ratkaistavissa  $\Sigma$ :n avulla, on malli identifioituva.” (Leskinen 1987, Bollen 1989.)

Seuraava t-sääntö on välttämätön, mutta ei vielä riittävä ehto parametrien identifioituvuudelle. Malli, jossa ei ole lainkaan rajoitteita, sisältää  $\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$  tuntematonta parametria. Jotta malli olisi identifioituva, ei tuntemattomien parametrien lukumäärä t saa ylittää kovarianssimatriisin vapaiden alkioiden lukumäärää, josta saadaan rajoittava ehto

$$t \leq \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1),$$

missä p ja q ovat havaittujen muuttujien lukumääriä. Jos tämä t-sääntö ei täyty, malliin on syytä tehdä rajoitteita esimerkiksi kiinnittämällä parametrien arvoja. (Leskinen 1987, Nummenmaa ym. 1996).

Parametrien estimoinnissa käytettiin robustia painotetun pienimmän neliösumman menetelmää (RPPNS – Mean and Variance Adjusted Weighted Least Squares WLSMV), joka mahdollisti sekä järjestysasteikollisten että mahdollisesti epänormaalisten jatkuvien muuttujien yhdistämisen. Bengt O Muthén kollegoineen on (1997) kehittänyt robustin version tavallisesta painotetun pienimmän neliösumman menetelmästä (PPNS – Weighted Least Squares, WLS) (Bollen 1989). Robusti PPNS on tavallista PPNS -menetelmää laskennallisesti tehokkaampi, joten se on parempi varsinkin suurten mallien yhteydessä. Lisäksi se toimii paremmin pienillä otoksilla. Erona tavalliseen PPNS- menetelmään on sen käyttämä painomatriisi, jossa hyödynnetään koko painomatriisin  $\mathbf{W}$  sijasta vain sen diagonaalimatriisia.

Tarkasteltaessa koko mallin sopivuutta aineistoon tutkittiin, pitääkö kovarianssirakennehypoteesi  $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$  paikkaansa. Käytännössä verrattiin otoksesta laskettua kovarianssimatriisia  $\mathbf{S}$  ja hypoteettisen mallin estimoitua kovarianssimatriisia  $\Sigma(\hat{\theta})$ .

Khiin neliö -testiä käytettiin pääasiassa mittaamaan mallin riittävyttä aineiston kuvaajana. Khiin neliö -testi olettaa, että kovarianssirakennehypoteesi pitää paikkansa ja vertaa estimoitua mallia täydelliseen malliin. Suurilla otoksilla khiin neliö -testillä on taipumus hylätä sopivatkin mallit käytännössä merkityksettömien erojen takia. Yksistään khiin neliö -testin perusteella ei mallia kannata hylätä tai hyväksyä vaan tulee käyttää päätöksen tukena myös muita

sopivuusmittareita, sillä sen käyttöön liittyy monia huomioonotettavia epävarmuuksia (Bollen 1989).

Alun perin James H Steigerin ja John C Lindin (1980) esittelemä RMSEA-statistiikka (Root Mean Square Error of Approximation) mittaa mallin antaman sovituksen eroa täydelliseen malliin. Mallia voidaan pitää riittävänä, jos  $RMSEA < 0.05$ . Jos  $RMSEA < 0.08$ , voidaan mallia pitää vielä kohtuullisena varsinkin, jos muut mittarit viittaavat mallin hyväksymiseen. (Yu 2002.)

Mallin riittävyttä arvioitiin tässä tutkimuksessa myös yhteensopivuusindeksejä TLI (Tucker Lewis Index) ja CFI (Comparative Fit Index) käyttäen. Ne ovat khiin neliö - testisuureeseen perustuvia yhteensopivuusmittareita, joissa otoskoon vaikutus on pyritty eliminoimaan. Riittävänä mallina yhteensopivuusindeksien mielessä voidaan Peter M Bentlerin ja Douglas G Bonnettin mukaan pitää mallia, jossa näiden indeksien arvo on suurempi kuin 0.9. Peter Bentlerin TLI:n pohjalta kehittelemä CFI:n eduksi voidaan laskea sen arvoalue välillä  $[0,1]$  sekä pienempi vaihtelu eri otoksilla. (Leskinen 1987, Yu 2002.)

WRMR-statistiikka (Weighted Root Mean Square Residual) vertaa otosvariansseja ja -kovariansseja estimoidun mallin antamiin variansseihin ja kovariansseihin (Muthén ja Muthén 1998–2001). WRMR sopii käytettäväksi epänormaalisten muuttujien yhteydessä sekä mallissa, joissa on sekä järjestysasteikollisia että jatkuvia muuttujia. Ching-Yun Yun (2002) mukaan  $WRMR = 0.95$  tai  $WRMR = 1.00$  voitaisiin pitää sopivina WRMR-statistiikan raja-arvoina normaalille muuttujille. Sara J Finney ja Christine Di Stefano (Hancock 2006) taas antavat raja-arvoksi 1.00, jolloin pienemmät WRMR arvot kertoisivat paremmasta yhteensopivuudesta.

Estimoitujen parametrien nollasta eroavuutta tutkittiin keskivirheiden ja t-arvojen avulla. Tilastollisesti kelvollisessa mallissa parametrien keskivirheiden tulee olla positiivisia. Tilastollisesti merkitsevästä parametria voidaan pitää, jos sen  $|t\text{-arvo}| > 2$ .

# Tulokset

## *Mittamalli*

Rakenneyhtälömallin konstruoinnissa edettiin siten, että ensin muodostettiin mittamalli, jossa havaitut muuttujat tiivistettiin latentteihin muuttujiin. Tämän jälkeen muodostettiin latenttien muuttujien pohjalta rakennemalli, jonka avulla voitiin tutkia niiden välisiä rakenteita.

Mittamallissa havaitut muuttujat liitettiin latentteihin muuttujiin yhteistyörakenteet, sovitut toimintakäytännöt ja vanhempien osallisuus. Taulukossa 3 on esitetty havaittujen muuttujien faktorilataukset sekä niiden t-arvot. Kaikki lataukset olivat tilastollisesti merkitseviä ( $|t\text{-arvo}| > 2$ ). Parametrien estimoinnissa käytettiin suurimman uskottavuuden menetelmää, jossa muuttujat oletetaan jatkuviksi ja normaalijakautuneiksi.

### **Taulukko 3. Standardoidut lataukset faktoreille yhteistyörakenteet, sovitut toimintakäytännöt ja vanhempien osallisuus**

Arvioitaessa mittamallin sopivuutta aineistoon saatiin  $\chi^2$ -testisuurelle arvo 37.8 vapausasteilla 27, mikä vastaa p-arvoa 0.08, jonka perusteella malli voitiin hyväksyä. Yhteensopivuutta testaava RMSEA=0.035 osoitti myös mallin sopivan aineistoon hyvin. Samaan viittasivat myös yhteensopivuusindeksit CFI = 0.99 ja TLI = 0.98.

Lähtökohtaisesti mallissa oletetaan muuttujat toisistaan riippumattomiksi, mikä ei käytännössä liene todenmukaista ajateltaessa esimerkiksi yhteistyörakenteita ja sovitun toimintakäytäntöjä. Mittamallin yhteistyörakenteita ja sovitun toimintakäytäntöjä vastaavat indikaattorimuuttujat toimialan sisällä sekä toimialojen ja kuntien välillä olivat odotettavasti korreloituneita keskenään. Tästä johtuen niiden väliset korrelaatiot vapautettiin estimoitaviksi samoin kuin toimialan sisäiset ja toimialojen väliset yhteistyörakenteet sekä sovitut toimintakäytännöt kolmannen ja yksityisen sektorin kanssa.

## *Rakennemalli*

Lapsiperhepalvelujen yhteistyökäytäntöjä kuvaava rakennemalli muodostettiin vastaamaan ennalta asetettuja hypoteeseja. Mallissa mukana olevat latentit muuttujat näkyvät kuviossa 1 sekä mallin perustana käytetty kovarianssimatriisi taulukossa 4.

### **Taulukko 4. Kovarianssimatriisi**

Endogeeniset eli selitettävät muuttujat muodostuvat yhden havaitun muuttujan pohjalta, joten niiden parametreille annettiin kiinteä arvo 1. Eksogeenisten eli selittävien muuttujien mittamalli esiteltiin edellä. Rakennemalli estimoitiin käyttäen robustia painotetun pienimmän neliösumman menetelmää, koska aineisto sisälsi sekä järjestysasteikollisia että jatkuvia muuttujia.

Rakennemallia arvioitiin useiden sopivuusmittarien avulla. Mallin sopivuutta testaava khiin neliö -testi hylkäisi mallin testisuureen 55.7 ja vapausasteiden 34 perusteella ( $p$ -arvo=0.0109). Kuitenkin on yleisesti tiedossa, että suurella otoskoolla (tässä  $N=327$ ) khiin neliö -testillä on taipumus reagoida käytännön kannalta merkityksettömiin eroihin yhteensopivuudessa. Mallin ja aineiston yhteensopivuutta testaava RMSEA-statistiikka sai arvon 0.044 ( $<0.05$ ), mikä kertoi hyvästä yhteensopivuudesta. Samaan viittasivat CFI = 0.94 ja TLI = 0.96. Lisäksi WRMR-statistiikka sai arvon 0.66 ( $<1.00$ ), minkä perusteella mallia voitiin pitää sopivana.

Asetettujen hypoteesien paikkansa pitävyyttä tutkittiin estimoitujen parametrien ja niiden keskivirheiden  $t$ -arvojen perusteella. Tilastollisesti merkitsevät yhteydet näkyvät kuviossa 2, missä näkyy myös estimoitujen parametrien standardoidut arvot  $t$ -arvoineen. Parametrien standardoidut arvot voidaan tulkita regressiokertoimina latenttien muuttujien välillä. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan parametrien standardoituja arvoja muuttujien toisistaan poikkeavien arvoalueiden vuoksi. Yhteistyörakenteet ja sovitut toimintakäytännöt olivat keskenään voimakkaasti korreloituneita, joten niiden välinen korrelaatio vapautettiin. Samoin toimittiin sovittujen toimintakäytäntöjen ja vanhempien osallisuuden välisen korrelaation kans-

sa. Parametrien avulla tulkittiin lapsiperhepalvelujen toimintakäytäntöihin liittyvien latenttien muuttujien välisiä rakenteita.

**Kuvio 2: Palvelujen yhteensovittamista kuvaava rakennemalli, jossa esitetty 5 %:n riskitasolla merkitsevät standardoidut parametrien estimaatit t-arvoineen**

*Lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittaminen ja sitä kuvaavan rakenneyhtälömallin tulokinta*

Lasten ja perheiden palvelujen integraation ominaispiirteet liittyivät palvelujen yhteiseen suunnitteluun, tiedon kulkuun sekä palveluihin kokonaisuutena. Vastaajista viisi prosenttia oli sitä mieltä, että toimialojen välillä ei ollut juuri lainkaan yhteistyötä lasten ja perheiden palvelujen kehittämisessä. Hieman yli kolmannes (34 %) kertoi tuntevansa kyllä toistensa vastuuta ja työn sisältöä sekä vaihtavansa keskeistä tietoa lasten palvelujen suunnittelun pohjaksi. Hieman vajaa puolet toimialoista (44 %) teki vastavuoroista ja säännöllistä yhteistyötä, muun muassa hankkeita muiden toimialojen kanssa, mutta toimialat asettivat kuitenkin omat tavoitteensa itse. Ainoastaan yhdeksän prosenttia vastaajista oli sitä mieltä, että lasten ja perheiden palvelut muodostivat kokonaisuuden, jota suunnitteli pysyvä monialainen työryhmä ja joiden asettamiin tavoitteisiin kaikki toimialat sitoutuivat. Vain kaksi prosenttia toimialoista oli organisoinut lasten palvelut omaksi moniammatilliseksi kokonaisuudeksi mukaan lukien yhteinen budjetti ja tietojärjestelmä. Useimmin integraatio jäi siis tiedon vaihtamisen ja yhteistyön tasolle ja varsinaista yhteistä toimintaa yhdessä asetettujen päämäärien saavuttamiseksi esiintyi harvemmin, vain noin 11 prosentissa.

Mallin mukaan yhteistyörakenteet (toimintojen hallinnollinen järjestäminen esim. toimialojen yhdistäminen hallinnollisesti, toiminnan uudelleen organisointi, voimavarojen kohdentaminen yhteistyöhön, yhteiset tietojärjestelmät, kehittämissankkeet ja työryhmät, nimetyt vastuhenkilöt, kirjalliset sopimukset sekä yhteiset tapahtumat ja koulutukset) toimialojen sisällä

sekä toimialojen ja kuntien välillä olivat edellytyksenä palvelujen integraatiolle. Parametri sai tällöin arvon  $\gamma_{11}=0.203$ , jota pidetään tilastollisesti merkitseväenä. ( $H_{11}$ .)

Yhteistyörakenteiden kokonaisvaikutus yhteistyön toimivuuteen sai arvon  $0.203 \cdot 0.342 - 0.349 = -0.280$ , kun otetaan huomioon palvelujen integraation kautta ilmenevä välillinen vaikutus. Vaikuttaisi siis siltä, että yksin yhteistyörakenteiden olemassaolo ei näyttäisi riittävän takaamaan yhteistyön toimivuutta eri palvelun antajien, päätöksentekijöiden ja ohjaavien tahojen kanssa.

Palvelujen integraatio edellytti toteutuakseen yhteistyötä tukevien rakenteiden lisäksi myös sovittuja toimintakäytäntöjä kuten yhteisistä tavoitteista sopimista, yhtenäisiä menettelytapoja, yhteiseen toimintaan sitoutumista sekä sopimista toiminnan yhteisestä seurannasta ja arvioinnista eri palvelun tuottajien välillä (hypoteesia  $H_{12}$  vastaava parametri  $\gamma_{21}=0.689$ ). Estimoituja parametreja vertaamalla voitiin todeta, että sovittujen toimintakäytäntöjen merkitys palvelujen integraatioon oli 3.5-kertainen verrattuna yhteistyörakenteiden olemassaololle. Lisäksi yhteistyörakenteita ja sovittuja toimintakäytäntöjä kuvaavien latenttien muuttujien välillä havaittiin aineiston perusteella voimakas korrelaatio (0.547), joka vahvistaa käsitystä siitä, että yhteistyötä edistäviin rakenteisiin liittyy aina kiinteästi myös sovittujen yhteistyötä tukevien menettelytapojen kehittäminen.

Palvelujen integraatio edisti yhteistyön toimivuutta ( $\beta_{12}=0.342$ ) palvelun antajien (perusterveydenhuollon, erikoissairaanhoidon, sosiaalihuollon, opetustoimen sekä mielenterveys- ja päihdepalvelut), päätöksentekijöiden (kunnanvaltuusto ja -hallitus, kunnan ylin virkamiesjohdanto, lautakunnat) sekä ohjaavien tahojen (AVI, OPM, OPH, STM, THL, SM) kanssa, mikä vastaa hypoteesia  $H_{14}$ . Integroidut palvelut olivat myös yhteydessä muiden toimialojen sekä yksityisten ja kolmannen sektorin (järjestöt, seurakunnat) tuottamien palvelujen parempaan tuntemiseen ( $H_{16}$ :  $\beta_{13}=0.585$ ).

Vanhempien osallisuus ja vaikuttamismahdollisuudet palveluihin olivat kiinteässä yhteydessä yhteistyön toimivuuteen. Sen sijaan hypoteesi  $H_{13}$  ei saanut aineistosta tukea; vanhempien osallisuudella ei aineiston perusteella voitu osoittaa suoraa vaikutusta palvelujen integraation tasoon. Tulos saattaa olla selitettävissä sillä, että palvelujen integraation taso oli tässä tutkimuksessa enemmän määritetty palvelujen yhteensovittamista tukeviksi makro- ja mesotason rakenteiksi ja toimintakäytännöiksi, kun taas yhteistyön toimivuuden voidaan ajatella hei-

jastavan palvelujen yhteensovittamista asiakastyön tasolla, johon vanhempien osallisuus kiinteästi liittyi.

Myöskään hypoteesin  $H_{15}$  mukaista suoraa yhteyttä palvelujen integraation sekä palvelujen riittävyyden välillä ei voitu osoittaa. Sen sijaan integroidut palvelut sekä toimiva yhteistyö edistivät yhdessä kokemusta palvelujen riittävyydestä.

Toimiva yhteistyö eri palvelun tuottajien välillä lisäsi palvelujen tuntemista ( $\beta_{24}=0.510$ ). Muita rakenteita aineistosta oli nähtävissä palvelujen tuntemisen ja integraation välillä. Korkeampi integraatio edisti palvelujen tuntemista, mutta palvelujen tuntemisen vastakkainen relaatio olikin negatiivinen ( $\beta_{31}=-0.761$ ). Tulos on tulkittavissa kahdesta erilaisesta näkökulmasta. Toisaalta voi olla, että palvelujen tunteminen ei yksin johda palvelujen integraatioon., vaikka integraatio sinänsä tukee palvelujen tuntemista. Toisaalta voi olla kuitenkin myös niin, että pienissä kunnissa, joissa palvelut ovat hyvin tunnettuja (johtuen harvoista palvelujen tuottajista), ei välttämättä tarvita korkeaa palvelujen integraatiota.

## Pohdinta

### *Tutkimuksen luotettavuus*

Tutkimuksen luotettavuuden pohdinnassa keskitytään tarkastelemaan aineiston edustavuutta, mittareiden ja mittausten luotettavuutta sekä analyysimenetelmien ja rakenneyhtälömallin luotettavuutta.

*Aineiston edustavuus* Koska kyseessä oli kokonaistutkimus, kiinnitettiin erityistä huomiota otannasta riippumattomiin virhelähteisiin, kuten kehikkovirheriskiin, mittausvirheisiin, prosessointivirheisiin sekä katoon. (Djerf 2001, Lehtonen & Pahkinen 2004). Aineistossa esiintyi jonkin verran kehikkoon liittyviä virhelähteitä, kuten kaksinkertaista listausta. Tämä tarkoitti sitä, että etenkin pienissä kunnissa, joissa palvelut oli järjestetty kuntayhtymissä tai yhteistointialueilla sama henkilö saattoi vastata useamman kunnan alueella tuotettavista palveluista. Havaitut ylipeittotapaukset poistettiin analysoitavasta aineistosta.

Mittausvirheitä on todettu aiheutuvan muun muassa väärin muistamisesta, kysymyksen ymmärtämisestä eri tavoin kuin tutkijat ovat sen tarkoittaneet sekä tietoisesta tai tiedostamattomasta vastausten vääristelystä. Kyselyyn vastanneet toimialajohtajat ovat saattaneet antaa todellista huonomman tai paremman kuvan kunnan ja toimialan lasten palvelujen tilanteesta. Tämä seikka huomioitiin varmistamalla vastaajan anonymiteetti sekä lupaamalla, ettei kunta-kohtaisia tietoja tulla julkaisemaan ilman vastaajan suostumusta. Vastanneista toimialajohtajista suurin osa (84 prosenttia) oli vastannut kyselyyn oman käsityksensä perusteella ja 16 prosenttia oli vastannut yhdessä toimialansa muiden asiantuntijoiden kanssa. Prosessointivirheen riskiä pyrittiin minimoimaan tarkistamalla aineistosta mahdolliset poikkeavat havaintoarvot ennen analyysien suorittamista.

Katoa esiintyy yleensä tämän tyyppisissä tutkimuksissa vaikka kadon pienentämiseksi tehtäisiin kaikki mahdollinen. Tämä johtaa siihen, että estimaattien keskivirheet kasvavat. Lisäksi vastanneiden joukon perusteella lasketut estimaatit voivat olla harhaisia (Djerf 2001, Lehtonen & Pahkinen 2004). Kuntakohtainen vastausaktiivisuus oli tässä tutkimuksessa 85 prosenttia. Virheen ja harhan minimoimiseksi katoanalyysissa verrattiin tutkimukseen vastanneiden ja vastaamattomien kuntien ominaisuuksia olemassa olevien rekisteritietojen perusteella. Vastanneet ja vastaamattomat kunnat eivät eronneet merkitsevästi toisistaan kunnan koon, taloudellisen tilanteen tai palvelujen järjestämisen tavan (kuntayhtymä tai muu yhteistoiminta-alue) mukaan. Koska kyseessä oli kokonaistutkimus, vastausaktiivisuus oli hyvä eikä katoa voitu osoittaa systemaattiseksi, voitaneen tulokset yleistää kohtuullisesti perusjoukkoon, kuitenkin edellä esitetyin rajoittein.

*Mittareiden ja mittausten luotettavuus.* Palvelujen integraatio, yhteistyörakenteet, sovitut toimintakäytännöt, yhteistyön toimivuus ja osallisuus ovat käsitteinä moniulotteisia ja abstrakteja, joten niiden saamiseen mitattavaan muotoon kiinnitettiin erityistä huomiota. Käytetyt mittarit kehitettiin tätä tutkimusta varten. Mittareiden kehittämistyötä tehtiin yhteistyössä tutkimushankkeen moniammatillisen työryhmän kanssa, jossa on laajaa asiantuntemusta liittyen lasten ja perheiden palvelujen tutkimukseen, palvelujen kehittämiseen ja johtamiseen, sekä sosiaali-, terveys- ja opetustoimen sisällölliseen kehittämiseen. Käsitevaliditeettia varmistettiin myös käyttämällä summa- ja keskiarvomuuttujien muodostamisen pohjana faktorianalyysia. Tutkimuksessa käytettyjä mittareita voidaan pitää sängen reliaabeleina ja valideina, jota



tukee myös erinomaiset Cronbachin alpha -kertoimet. Myös tehty voima-analyysi antaa viitteitä aineiston riittävydestä suhteessa käytettyihin analyysimenetelmiin.

Palvelujen yhteensovittamista kuvaava malli perustui aikaisempaan kirjallisuuteen, joiden perusteella hypoteesit asetettiin. Mallin kehittelyyn ja testaamiseen liittyy kuitenkin useita rajoitteita. Empiirinen testaus perustui poikkileikkausaineistoon, jolloin on vaikea osoittaa selkeitä kausaalisuhteita palvelujen integraation, yhteistyön toimivuuden, osallisuuden, palvelujen tuntemisen ja niiden riittävyyden välillä. Tämän vuoksi tietyt suhteita vapautettiin korrelaationaaliseksi lopullisessa mallissa.

Vaikka malli sopi aineistoon hyvin, eivät kaikki mallin sopivuudelle asetetut hyvyyskriteerit täysin täyttyneet. On todennäköistä, että khiin neliöarvo kasvoi suureksi suuresta otoskoota johtuen, eikä se näin ollen anna yksin oikeaa ja riittävää tulosta. Mallin sopivuutta aineistoon tukee kuitenkin mallin teoreettinen mielekkyys sekä mallin sisältämien polkujen merkittävyys. Tässä tutkimuksessa mallia testattiin ainoastaan toimialojen johtajilta kerätyllä aineistolla. Jatkossa mallin testaamista ja edelleen kehittämistä tuleekin tältä osin jatkaa ja testata sitä myös työntekijöiltä sekä vanhemmilta kerätyillä aineistoilla.

### *Tulosten tarkastelu*

Tämän tutkimuksen ensisijaisena tarkoituksena oli tuottaa tietoa siitä, millaisia yhteyksiä yhteistyörakenteilla, sovituilla toimintakäytännöillä, palvelujen saatavuudella ja vanhempien osallisuudella on palvelujen yhteensovittamiseen (integraatioon). Mielenkiinnon kohteena oli myös lasten ja perheiden palvelujen integraation, eri toimijoiden välisen yhteistyön sekä palvelujen tuntemisen ja niiden riittävyyden väliset yhteydet. Tarve lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamiseen, moniammatillisen osaamisen kehittämiseen sekä eri hallinnonalojen välisen yhteistyön edistämiseen on nostettu esille useissa ohjelmajulistuksissa sekä esimerkiksi myös Sosiaali- ja terveysministeriön lasten ja nuorten terveyden ja hyvinvoinnin neuvottelukunnan ehdottamissa toimenpide-ehdotuksissa (STM 2010), joiden tarkoituksena on tukea lainsäädäntöön ja jo olemassa oleviin esimerkiksi Kaste -ohjelman kehittämisseläinjakuihin sisältyviä uudistuksia lasten ja perheiden terveyden ja hyvinvoinnin edistämiseksi.

Neuvottelukunta on kirjannut tavoitteeksi, että lasten ja perheiden palvelut muodostavat toiminnallisen kokonaisuuden, jossa perheiden osallisuus on myös huomioitu. Tämä edellyttää suunnitelmallista johtamista sekä esimerkiksi tarpeellisten vastuuhenkilöiden ja työryhmien nimeämistä toimialojen väliselle yhteistyölle. (STM 2010.)

Nyt saadut tulokset vahvistavat esitetyn toimenpide-ehdotuksen tärkeyttä, sillä niiden mukaan palvelujen yhteensovittaminen ei vielä kaikissa kunnissa toteudu tarkoituksenmukaisella tavalla ja tarve palveluja yhteen sovittavien rakenteiden ja toimintatapojen kehittämiseen on ilmeinen; yli kolmannes vastaajista oli sitä mieltä, että toimintakäytännöt eri palvelun tuottajien ja toimijoiden välillä ei muodosta perheiden näkökulmasta täysin mielekästä kokonaisuutta.

Saadut tulokset vahvistavat myös aikaisempia tutkimustuloksia siitä, että palvelujen integraatioon liittyy sekä yhteensovittamista tukevia rakenteita että myös sovittuja toiminta- ja menettelytapoja (Perälä ym. 2003, Axelsson ja Axelsson 2006, Horwath ja Morrison 2007). Käytännön kehittämistyön kannalta merkittävänä voidaan pitää myös saatua tulosta, jonka mukaan pelkät yhteistyörakenteet eivät riitä takaamaan toimivaa yhteistyötä eri tahojen välillä. Rakenteiden ja niiden uudistamisen ei siis tulisi olla itse tarkoitus, vaan niiden olisi tuettava toiminnan muutoksia ja mahdollistettava eri toimijoiden väliset yhteiset toiminta- ja menettelytavat. Tulokset tukevat sellaisten interventoiden kehittämisen tarvetta, joissa lasten ja perheiden palvelujen rakenteelliseen uudistamiseen liitetään myös yhteisten käytäntöjen ja menettelytapojen kehittäminen.

Tulosten mukaan integroidut palvelut sekä toimiva yhteistyö yhdessä edistävät palvelujen tuntemista sekä kokemusta palvelujen riittävydestä. Tämä on merkittävää, sillä aikaisempien tutkimusten perusteella tiedetään, että etenkin terveystalouksista koulupsykologi- ja koululääkäripalveluja, puhe-, ravitsemus- ja fysioterapiapalveluja sekä sosiaali- ja opetuspalveluista etenkin lapsiperheiden kotipalvelua, koulukuraattoripalveluja, päihdepalveluja, kasvatus- ja perheneuvolapalveluja sekä perhetyöntekijän palveluja on pidetty ainakin osin riittämättöminä. (Perälä ym. 2010). Kansallisen sosiaali- ja terveydenhuollon kehittämissuunnitelman, nk. Kaste- ohjelman tavoitteena on vahvistaa ehkäiseviä palveluja, tukea lapsia ja perheitä heidän kehitysympäristöissään ja tuoda erityispalvelujen tukea peruspalveluihin. Palvelujärjestelmää voidaan kehittää kokonaisuutena vain jos perus- ja erityistason palvelut tuottavat yhtenäisen

palvelukokonaisuuden ja erityisosaamista on käytettävissä peruspalvelujen organisaatiossa yhteisen strategian, johtamisrakenteen ja budjetin osana. Aikaisempien tulosten mukaan myös varhaiskasvatuksen, opetustoimen, kouluterveys- ja psykososiaalisten palvelujen kuuluminen samaan palveluprosessiin, on mahdollistanut, että olemassa olevat voimavarat on voitu aiempaa paremmin suunnata lasten ja nuorten kasvun tukemiseen. Toisin sanoen palveluja yhteen sovittamalla on pystytty kohdentamaan käytettävissä olevat resurssit ja voimavarat paremmin perheiden hyödyksi, joka näkyy palvelujen toimivuutena ja vanhempien kokemuksena palvelujen riittävydestä. (Karvonen ym. 2009)

Lainsäädännössä ja Kaste-ohjelmassa lasten ja perheiden palvelujen keskeiseksi kehittämiskohteeksi on monisektorisen yhteistyön ja varhaisen puuttumisen lisäksi nostettu myös osallisuus ja sen vahvistaminen. Nyt saadut tulokset vahvistavat myös näkemystä siitä, että vanhempien osallisuus ja vaikuttamismahdollisuudet lasten ja perheiden palvelujen kehittämiseen ovat keskeinen osa palvelukokonaisuutta. Vanhempien osallisuus oli yhteydessä sekä sovittuihin yhteistyökäytäntöihin eri toimijoiden kesken että yhteistyön toimivuuteen. Tämä vahvistaa aikaisempia tuloksia siitä, että osallisuuden keskeisiä elementtejä ovat yhteistyö, tiedonkulku, jaettu päätöksenteko sekä kumppanuus. Osallisuuden on todettu myös parantavan palvelujen vaikuttavuutta ja olevan tämän vuoksi yksi keskeinen tekijä lasten ja perheiden terveyden ja hyvinvoinnin edistämiseksi pitkällä aikavälillä. (Dechillo ym. 1994, Sheldon 2005, Canavan ym. 2009, Worrall-Davies ym. 2009.)

Tutkimus oli ensimmäinen yritys mallintaa sekä teoreettisesti että empiiriseen aineistoon perustuen lasten ja perheiden palvelujen yhteensovittamiseen liittyviä osa-alueita ja niiden välisiä suhteita. Saadut tulokset konkretisoivat palvelujen yhteensovittamisen moniulotteisuutta. Tuloksia voidaan käyttää hyödyksi kehitettäessä lasten ja perheen palveluja yhteen sovittavia rakenteita ja toimintatapoja kunnissa. Tässä tutkimuksessa tarkasteltiin ainoastaan yhteistyörakenteiden ja -käytäntöjen, vanhempien osallisuuden, yhteistyön toimivuuden sekä palvelujen tuntemisen ja riittävyyden yhteyttä palvelujen integraatioon. Vaikka edellä mainitut muuttujat selittivät suuren osan palvelujen yhteensovittamisesta, ne eivät yksin riitä selittämään palvelukokonaisuutta ilmiönä.

Mallia tulee vielä edelleen kehittää ja jatkossa tarkoitus on tarkastella palvelujen yhteensovittamista myös lasten ja perheiden kanssa työskentelevien sekä lapsiperheiden näkökulmasta.

## Lähteet

Axelsson R, Axelsson SB. Integration and collaboration in public health. A conceptual framework. *Int J Health Plann Manag* 2006; 21: 75–88.

Bollen KA. *Structural equations with latent variables*. Wiley, New York 1989.

Canavan J, Coen L, Dolan P, Whyte L. Privileging practice: Facing the challenge of integrated working for outcomes for children. *Children and Society* 2009; 23: 377–388.

Cohen J. *Statistical power analysis for behavioural sciences*. 2<sup>nd</sup> ed., Erlbaum, Hillsdale 1988.

Coulter A, Magee H. *The European patient of the future*. Picker Institute Europe and University of Oxford, Open University Press, London 2003.

Dechillo N, Koren PE, Schultze KH. From paternalism to partnership: Family and professional collaboration in children's mental health. *Am J Orthopsychiatry* 1994; 64: 564–576.

Djerf K. Properties of some estimators under unit nonresponse. *Tilastokeskus tutkimuksia* 231, Helsinki 2001.

Erdfelder E, Faul F, Buchner A. GPOWER: a general power analysis program. *Behav Res Meth Instr Comp* 1996; 28: 1–11.

Faul F, Erdfelder E, Lang A-G, Buchner A. G\*Power 3. A flexible statistical power analysis for the social, behavioural, and biomedical sciences. *Behav Res Meth Instr Comp* 2007; 39: 175–191.

Halme N, Perälä M-L, Laaksonen C. Yhteistyöinterventtioiden vaikuttavuus lapsiperhepalveluissa. Järjestelmällinen katsaus. Terveyden ja hyvinvoinnin laitos raportteja 10, Helsinki 2010.

Hancock G, Mueller R. Structural equation modeling: a second course. Information Age Publishing, USA 2006.

Hook ML. Partnering with patients. A concept ready for action. J Adv Nurs 2006: 56: 133–143.

Horwath J, Morrison T. Collaboration, integration and change in children's services. Critical issues and key ingredients. Child Abuse Negl 2007: 31: 55–69.

Kaplan D. Structural equation modeling: foundations and extensions. Sage publication, USA 2000.

Karvonen J, Eskelinen L, Aunola A. Kunta ja palvelurakenne uudistuu, miten palvelut järjestetään? Perusopetus ja lukiokoulutus Paras uudistuksessa. Suomen Kuntaliitto, Helsinki 2009.

Lehtonen R, Pahkinen E. Practical methods for design and analysis of complex surveys. John Wiley & Sons Ltd, Chichester 2004.

Leskinen E. Faktorianalyysi. Konfirmatoristen faktorimallien teoria ja rakentaminen. Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julkaisuja 1/ 1987. Jyväskylä 1987.

Muthén B, du Toit SHC, Spisic D. Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. Unpublished technical report 1997.

Muthén L, Muthén B. Mplus user's guide. Los Angeles 1998-2001.

Nummenmaa T, Konttinen R, Kuusinen J, Leskinen E. (toim.) Tutkimusaineiston analyysi. WSOY, Porvoo 1996.

Perälä M-L, Halme N, Hammar T. Hajanaisia palveluja vai toimiva palvelukokonaisuus? LapsITYY –tutkimuksen tuloksia lasten ja perheiden palvelujen nykytilasta terveys-, sosiaali- ja opetustoimessa. Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, julkaisematon käsikirjoitus, Helsinki 2010.

Perälä M-L, Hammar T. PALKO –malli. Palveluja yhteensovittava kotiutuminen ja kotihoito organisaatorajat ylittävänä yhteistyönä. Stakes aiheita 29, Helsinki 2003.

Perälä M-L, Rissanen P, Grönroos E, Hammar T, Pöyry P, Teperi J. PALKO – Palveluja yhteen sovittava kotiutuminen ja kotihoito. Koeasetelma ja lähtötilanteen arviointi. Stakes aiheita 27, Helsinki 2003.

Picker Institute. Patient-centered care 2015. Scenarios, vision, goals and next steps. The Picker Institute 2004.

<http://www.altfutures.org/pubs/health/Picker%20Final%20Report%20May%2014%202004.pdf> [Luettu 20.12.2010]

Rantanen A, Heikkilä A, Asikainen P, Paavilainen E, Åstedt-Kurki P. Perheiden tuen saanti terveydenhuollossa –pilottitutkimus. Hoitotiede 2010; 22: 141–152.

Sheldon SB. Testing a structural equation model of partnership program implementation and parent involvement. Elem School J 2005; 106: 171–187.

Sirviö K. Lapsiperheiden osallisuus terveyden edistämisessä – mukanaolosta vastuunottoon. Asiakastilanteiden arviointia sosiaali- ja terveydenhuollon työntekijöiden ja perheiden näkö-

kulmasta. Väitöskirja, Kuopion yliopiston julkaisuja E, yhteiskuntatieteet 132, Kuopion yliopisto 2006.

Sosiaali- ja terveysministeriö. Lapset ja nuoret hyvinvoiviksi. Lasten ja nuorten terveyden ja hyvinvoinnin neuvottelukunnan toimenpide-ehdotukset. STM selvityksiä 26, Helsinki 2010.

Veil A, Hebert R. Measuring the integration of services between stakeholders in the continuum of services for the elderly in three territories. Teoksessa Hebert R, Tourigny A, Raiche M. (toim.) Integration of services for disabled people. Research leading to action. Edisem, Quebeck 2008: 71–109.

Worrel-Davies A, Cottrell D. Outcome research and interagency work with children: What does it tell us about what the CAMHS contribution should look like? *Children and Society* 2009: 23: 336–346.

Yu C-Y. Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes. University of California, Los Angeles 2002.

Taulukko 1. Summa- ja keskiarvomuuttujien sisäinen reliabiliteetti Cronbachin alpha -kertoimilla ilmaistuna sekä tunnuslukuja muuttujista.

<b>Eksogeeniset muuttujat</b>	Väittämien lkm	$\alpha$	Alakvartiili	Mediaani	Yläkvartiili
<b>Yhteistyörakenteet</b>					
toimialan sisällä	19	0.85	9	12	15
toimialojen välillä	19	0.83	6	9	13
kuntien välillä	19	0.81	3	7	11
<b>Sovitut toimintakäytännöt</b>					
toimialan sisällä	7	0.87	3.71	4.29	4.71
toimialojen välillä	7	0.88	3.00	3.57	4.07
seutukunnassa	7	0.93	2.43	3.00	3.71
kolmannen sektorin kanssa	7	0.92	2.00	2.71	3.14
yksityisen sektorin kanssa	7	0.95	1.86	2.64	3.14
<b>Vanhempien osallisuus</b>					
osallisuus	9	0.74	2.89	3.29	3.67
vaikuttamismahdollisuudet	5	0.80	2.60	3.20	3.60
<b>Endogeeniset muuttujat</b>					
Palvelujen riittävyys	32	0.94	3.32	3.82	4.25
Palvelujen tunteminen	11	0.89	3.45	3.91	4.18
Yhteistyön toimivuus eri tahojen kanssa	14	0.81	3.36	3.63	3.92



Taulukko 2. Vastaajien taustatiedot

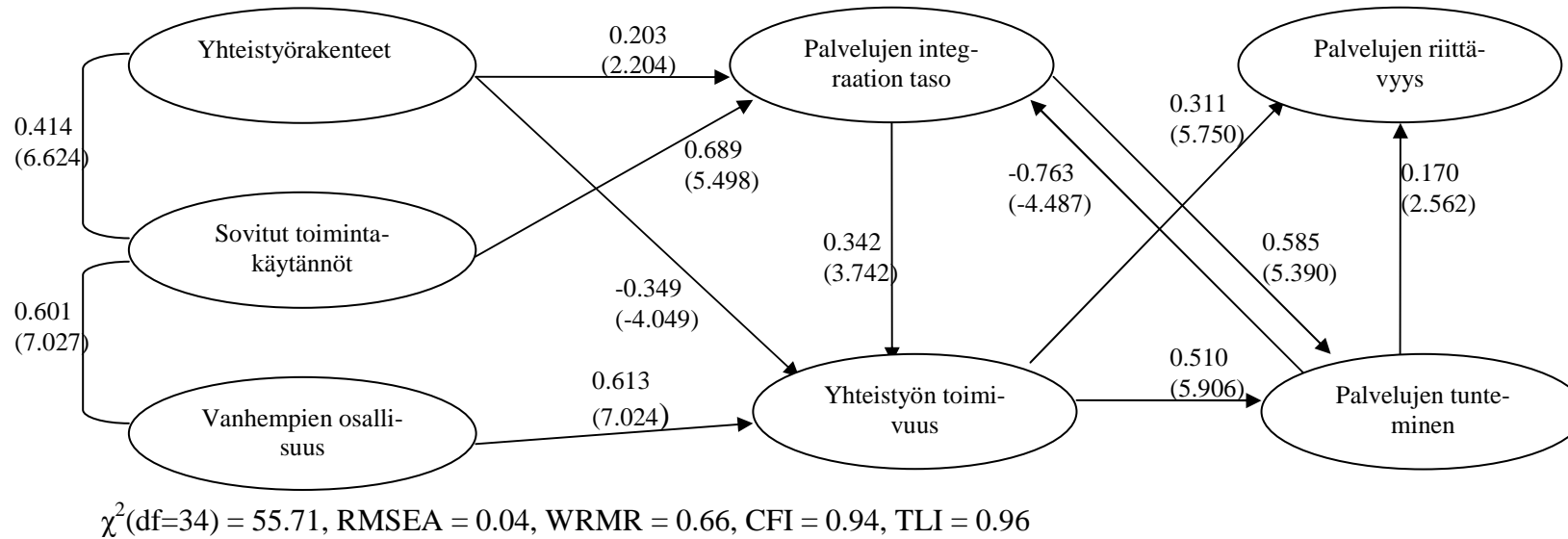
Muuttuja	n	%
<b>Toimiala</b>		
Yhdistetty sosiaali- ja terveystoimi	116	36
Terveystoimi	39	12
Sosiaalitoimi	37	11
Opetustoimi	127	39
Yhdistetty sosiaali-, terveys- ja opetustoimi	7	2
<b>Työkokemus nykyisessä tehtävässä</b>		
Alle 5 vuotta	146	46
5–14 vuotta	102	33
Yli 14 vuotta	65	21
<b>Koulutus</b>		
Perus- keski- tai alin korkea-aste (peruskoulu, yo- tutkinto tai koulutuksen kesto 2–3 vuotta keskiasteen jälkeen)	37	12
Alempi korkeakouluaste (AMK -tutkinto tai yliopiston kandidaatti)	68	22
Ylempi korkeakouluaste (yliopiston maisteritutkinto tai ylempi AMK)	189	60
Tutkijakoulutusaste (lisenssiaatin tai tohtorin tutkinto)	23	7
<b>Sukupuoli</b>		
Nainen	235	75
Mies	80	25
<b>Ikä vuosina</b>		
≤ 30	2	1
31–40	25	8
41–50	95	30
51–60	160	51
> 60	32	10

Taulukko 3. Standardoidut lataukset faktoreille yhteistyörakenteet, sovitut toimintakäytännöt ja vanhempien osallisuus

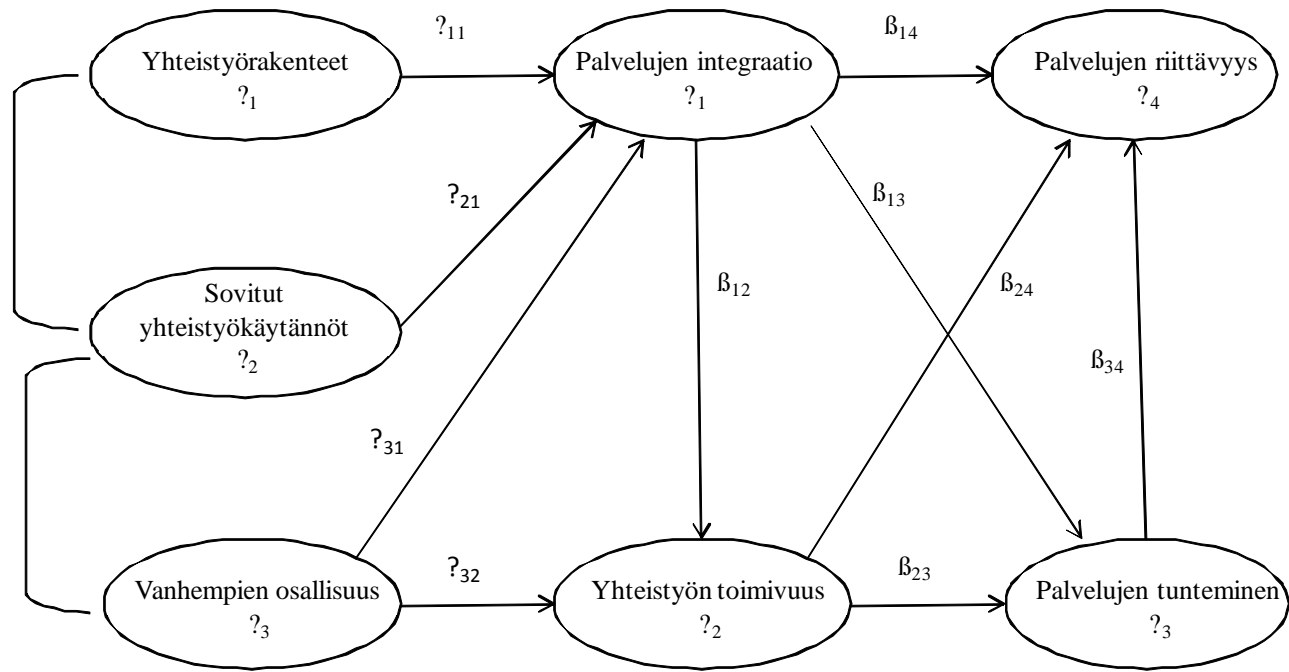
Mittamalli	Muuttuja	Standardoitu ratkaisu (t-arvo)
Yhteistyörakenteet	toimialan sisällä	0.741 (19.07)
	toimialojen välillä	0.894 (23.86)
	kuntien välillä	0.574 (13.34)
Sovitut toimintakäytännöt	toimialan sisällä	0.449 (8.08)
	toimialojen välillä	0.710 (16.89)
	seutukunnassa	0.758 (18.90)
	kolmannen sektorin kanssa	0.650 (14.59)
	yksityisen sektorin kanssa	0.553 (10.75)
Vanhempien	osallisuus	0.593 (5.18)
	vaikuttamismahdollisuudet	0.424 (4.69)

Taulukko 4. Kovarianssimatriisi

Palvelujen integraatio														
Yhteistyörakenteet toimialan sisällä	0.25	21.47												
Yhteistyörakenteet toimialojen välillä	0.32	0.68	19.93											
Yhteistyörakenteet kuntien välillä	0.22	0.40	0.51	22.87										
Palvelujen riittävyys	0.06	-0.08	-0.03	-0.03	0.42									
Palvelujen tunteminen	0.15	0.09	0.15	0.15	0.32	0.29								
Sovitut toimintakäytännöt toimialan sisällä	0.22	0.32	0.24	0.19	0.15	0.26	0.57							
Sovitut toimintakäytännöt toimialojen välillä	0.39	0.29	0.46	0.27	0.14	0.35	0.61	0.66						
Sovitut toimintakäytännöt seutukunnassa	0.22	0.19	0.21	0.47	0.05	0.27	0.36	0.55	0.79					
Sovitut toimintakäytännöt kolmannen sektorin kanssa	0.25	0.16	0.19	0.14	0.18	0.27	0.26	0.43	0.52	0.71				
Sovitut toimintakäytännöt yksityisen sektorin kanssa	0.19	0.16	0.15	0.13	0.17	0.27	0.27	0.37	0.45	0.76	0.88			
Yhteistyön toimivuus	0.16	-0.03	0.03	-0.02	0.33	0.40	0.20	0.28	0.21	0.30	0.26	0.25		
Vanhempien osallisuus	0.13	0.14	0.12	0.04	0.23	0.18	0.11	0.23	0.18	0.20	0.17	0.29	0.31	
Vanhempien vaikuttamismahdollisuudet	0.13	0.10	0.14	0.10	0.12	0.20	0.11	0.17	0.15	0.05	0.16	0.11	0.25	0.50



Kuvio 2: Palvelujen yhteensovittamista kuvaava rakenneyhtälömalli, jossa esitetty 5 %:n riskitasolla merkitsevät standardoidut parametrien estimaatit t-arvoineen



Kuvio 1. Hypoteettinen struktuurimalli, jonka pohjalta rakenneyhtälömalli muodostettiin